



Estimation af priselasticitet for gødnings- og pesticidkomponenter

Jørgensen, Stine Hjarnø; Jensen, Jørgen Dejgård

Publication date:
2000

Document version
Også kaldet Forlagets PDF

Citation for published version (APA):
Jørgensen, S. H., & Jensen, J. D. (2000). *Estimation af priselasticitet for gødnings- og pesticidkomponenter*. Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut. SJFI Working Paper, Nr. 16/2000



Estimation af priselasticitet for gødnings- og pesticidkompo- nenter

Stine Hjarnø Jørgensen og Jørgen Dejgaard Jensen

Estimation af priselasticiteter for gødnings- og pesticidkomponenter

Stine Hjarnø Jørgensen & Jørgen Dejgård Jensen
Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut
E-mail: shj@sjfi.dk og jorgen@sjfi.dk

Abstract

Kvantitative økonomiske analyser af konsekvenserne af fx reguleringer overfor landbrugets anvendelse af gødning eller pesticider kræver et indgående kendskab til producenternes adfærdsparametre (fx priselasticiteter), dvs. erhvervets tilpasningsmuligheder overfor ændrede økonomiske vilkår. Begrænset af det foreliggende datagrundlag, har de fleste eksisterende estimater for sådanne parametre haft enten et partielt fokus (fx fokusering på indsatsfaktorens udbytteeffekter), eller er relativt aggregerede i forhold til de betragtede problemstillinger (fx gødning som helhed fremfor kvælstof, fosfor og kalium).

Formålet med nærværende arbejdsrapport er at beskrive og demonstrere en metode, som kan anvendes til at tilvejebringe estimater for sådanne adfærdsparametre, og dermed bidrage til en forbedret beskrivelse af landbrugets tilpasningsmuligheder. Den udviklede metode bygger på økonometriske estimationer. Disse estimationer kombineres med teoretisk funderede forudsætninger på de områder, hvor det foreliggende datagrundlag er utilstrækkeligt.

I arbejdsrapporten estimeres priselasticiteter for 8 forskellige bedriftsgrupper. Overordnet opdeles disse priselasticiteter i to sæt: elasticiteter vedr. faktorsubstitutionseffekter og elasticiteter vedr. udbytteeffekter. De førstnævnte estimerede priselasticiteter tyder på forholdsvis betydelige substitutionsmuligheder mellem kvælstof i handelsgødning og andre indsatsfaktorer. Der synes også at være visse substitutionsmuligheder mellem pesticider (navnlig herbicider) og andre indsatsfaktorer, hvilket kan tages som udtryk for en substitution mellem kemisk og mekanisk ukrudtsbekæmpelse. De estimerede priselasticiteter vedrørende udbytteeffekter tyder bl.a. på, at blandt gødnings- og pesticidpriserne har især kvælstof- og herbicidprisændringer (samt i nogen grad fosforprisændringer) betydning for udbytniveauet i de forskellige afgrøder. De heraf afledte effekter på gødnings- og pesticidefterspørgslen som følge af ændrede priser på gødnings- og pesticidkomponenterne synes overordnet set at være mindre end de substitutionsrelaterede effekter. Der er en række fælles træk ved resultaterne for de 8 bedriftsgrupper. På visse punkter (ikke mindst mht. handelsgødningsforbruget) er der dog markant forskel på vegetabiliske og animalske brug.

Forord

Dette arbejdspapir er udgivet som led i forskningsprojektet Analyser, Modeller Og Regnskaber (AMOR 4) under det Strategiske Miljøforskningsprogram (SMPII). Papiret beskriver og demonstrerer en metode til økonometrisk estimation af priselasticiteter for enkeltgødningsstoffer og hovedgrupper af pesticider. I den forbindelse rettes en tak til Henrik B. Pedersen, SJFI, som har været behjælpelig med prisdata for pesticidhovedgrupperne.

1. Indledning

Gennem de senere år er der foretaget en række - såvel kvalitative som kvantitative - analyser af de økonomiske og miljømæssige konsekvenser af forskellige former for regulering af landbrugets gødnings- og pesticidforbrug på bedrifts- eller sektorniveau (se fx Walter-Jørgensen, 1998, Lindahl, 1998, Hasler, 1998, Jacobsen et al., 1999, Ørum, 1999). Fokus i sådanne analyser er ofte sammenhænge mellem de økonomiske omkostninger og de miljømæssige gevinster - udtrykt ved en miljøindikator som fx kvælstofudvaskning eller pesticidbehandlingsindeks.

Et problem ved de fleste analyser af problemstillingerne vedr. landbrugets gødnings- og pesticidforbrug er, at der findes et relativt begrænset kendskab til producenternes adfærdsparametre i forhold til reguleringerne. Eksisterende parameterestimer repræsenterer enten et forholdsvis aggregeret niveau (fx for grupper af gødningsstoffer eller pesticider som helhed) eller er udtryk for en partiel tilgang (fx udbyttefunktionssammenhænge mellem kvælstoftildeling og høstudbytte - for alle andre indsatsfaktorer holdt konstant - baseret på teknisk-biologiske forsøgsdata), der ikke tager hensyn til samspillet med de øvrige forhold, fx substitution med andre indsatsfaktorer. Derimod findes der stort set ikke empiriske adfærdsparametre, som beskriver effekterne på et disaggregeret niveau under hensyntagen til landbrugsbedriftenes samlede økonomiske optimeringsadfærd.

Formålet med denne rapport er at bidrage til løsningen af dette problem. Rapporten beskriver og demonstrerer en metode til økonometrisk estimation af adfærdsparametre med hensyn til prisændringer på de enkelte gødnings- og pesticidkomponenter under hensyntagen til den overordnede økonomiske tilpasning på landbrugsbedrifterne. Det har således været målet at estimere priselasticiteter, som udtrykker ændringer i forbruget af de forskellige indsatsfaktorer og høstudbytter ved ændringer i priserne på kvælstof, fosfor, kalium, herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer.

Den metodemæssige tilgang i rapporten er den såkaldte dualitetsmetode (se fx Chambers, 1988). Der foretages således økonometrisk estimation af en dualitetsbaseret modelformulering, idet estimationen suppleres med en række nødvendige forudsætninger. Principperne i metoden er beskrevet i kapitel 2, mens datagrundlaget og estimationsproceduren er beskrevet i kapitel 3. Estimationsresultaterne og deres fortolkninger beskrives i kapitlerne 4 til 6, og kapitel 7 konkluderer.

2. Det teoretiske grundlag

Gødnings- og pesticidforbrugets tilpasninger til ændrede prisforhold må som udgangspunkt forventes at afspejle dels en række faktorsubstitutionseffekter (fx substitution mellem handels- og husdyrgødning, substitution mellem kemisk og mekanisk skadevolderbekæmpelse, substitution i forhold til forbedrede så- og høstteknologier, substitution/komplementaritet mellem forskellige næringsstoffer og bekæmpelsesmidler osv.) og dels en udbytteeffekt. Den teoretiske modelformulering giver mulighed for at kvantificere disse effekter separat.

I dette kapitel beskrives den anvendte teoretiske tilgang til beskrivelse af landbrugets gødnings- og pesticidanvendelsesadfærd med udgangspunkt i den duale tilgang til produktionsøkonomisk modellering. Dualitetsmetoden indebærer, at de fleste relevante egenskaber ved en given produktionsteknologi kan estimeres økonometrisk på baggrund af økonomiske data under forudsætning af, at producenterne udviser økonomisk optimerende adfærd (fx omkostningsminimering eller profitmaksimering), samt at der kan estimeres en omkostningsfunktion eller profitfunktion, som opfylder en række regularitetsbetingelser¹.

Fordelen ved dualitetsmetoden er, at mulighederne for at fremskaffe sammenhængende økonomiske data, som afspejler den helhedsorienterede økonomiske optimering i virksomhederne, ofte er væsentligt bedre end mulighederne for at fremskaffe tilsvarende fysiske data (mængder osv.). Eksempelvis foregår der en systematisk indsamling af regnskabsdata for landbruget såvel i Danmark (SJFI's regnskabsstatistik) som på EU-niveau (FADN/RICA)². For en række forskellige formål, ikke mindst i relation til miljømæssige problemstillinger og estimation af miljømæssigt relevante adfærdsparametre, er detaljeringsgraden i sådanne økonomiske data imidlertid ikke tilstrækkelig. Fx består de økonomiske oplysninger om bedrifternes gødningsforbrug som oftest kun af én post og tilsvarende for pesticidforbruget.

Den metodemæssige udfordring i det følgende er således at kombinere dualitetsmetodens helhedsorientering med supplerende disaggregeret information, som muliggør analyser på et mere detaljeret niveau.

¹ Omkostningsfunktioner skal være ikke-negative, ikke-aftagende, konkave, kontinuerte og lineært homogene i faktorpriser samt ikke-aftagende i produktionsomfang. Profitfunktioner skal være ikke-aftagende i outputpriser, ikke-voksende i faktorpriser, samt konvekse, kontinuerte og lineært homogene i alle prisvariable.

² Farm Accountancy Data Network/Réseau d'information comptable agricole.

2.1 Den duale translog omkostningsfunktion

I analysen antages landbrugsbedrifterne at udvise omkostningsminimerende adfærd repræsenteret ved en translog omkostningsfunktion. Den duale translog omkostningsfunktion skrives

$$(2-1) \quad \ln C = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \alpha_{ij} \ln u_i \ln u_j,$$

hvor $u = \{w_1, \dots, w_n, z_1, \dots, z_k, y_1, \dots, y_m, q, e\}$ svarer til faktorpriser (w), aktivitetsniveauer (z) og udbyttensniveauer (y) samt quasi-faste variabler (q). e er grundtallet for den naturlige logaritme, dvs. at $\ln(e) = 1$.

De tilhørende faktorefterspørgsler, udtrykt som omkostningsandele, kan beregnes ved brug af Shephards lemma

$$(2-2) \quad x_i(u) = \frac{\partial C(u)}{\partial w_i} \Rightarrow S_i = \frac{w_i x_i}{C} = \frac{\partial C}{\partial w_i} \frac{w_i}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_i} = \sum_{j=1}^N \alpha_{ij} \ln u_j, \quad i = 1, \dots, n$$

Omkostningssystemet i (2-2), der består af en ligning for hver af indsatsfaktorerne, kan typisk estimeres økonometrisk. Estimationen kræver, at man har et tilstrækkeligt datamateriale, herunder data for omkostningsstruktur, faktorpriser, aktivitetsniveauer, udbyttensniveauer, samt de relevante quasi-faste forklarende variabler.

Økonomisk teori pålægger omkostningsfunktionen forskellige betingelser for, at den kan repræsentere en økonomisk meningsfyldt teknologi.

- Omkostningsfunktionen skal være lineært homogen i faktorpriserne - kun de relative faktorpriser har betydning. Betingelsen sikres opfyldt ved følgende parameterrestriktioner

$$\sum_{j=1}^n \alpha_{ij} = 0 \quad \forall i \in \{1, \dots, N-1\} \text{ og } \sum_{j=1}^n \alpha_{Nj} = 1,$$

hvor $j \in \{1, \dots, n\}$ indekserer faktorpriserne i u -vektoren.

- Adding-up - omkostningsandelene skal summere til én.

- Symmetri - substitutionselasticiteten mellem to faktorer skal være den samme, uanset hvordan man vender faktorforholdet. Symmetribetingelsen sikres opfyldt ved følgende parameterrestriktion
 $\alpha_{ij} = \alpha_{ji}$.
- Omkostningsfunktionen skal være konkav i faktorpriserne – det indebærer at Hessematrixen til omkostningsfunktionen skal være negativ semi-definit. En konsekvens heraf er bl.a. ikke-positive egenpriselasticiteter på faktorefterspørgslerne.

Konkavitetsbetingelsen er svær at pålægge direkte i en translog omkostningsfunktion, men kan i nogen grad undersøges ved hjælp af formelen for egenpriselasticiteten

$$(2-3) \quad \varepsilon_{ii} = \frac{\partial x_i}{\partial w_i} \cdot \frac{w_i}{x_i} = \frac{\alpha_{ii}}{S_i} + S_i - 1.$$

Det tilsvarende udtryk for krydspriselasticiteten mellem prisen på faktor j og efterspørgslen efter faktor i skrives

$$(2-4) \quad \varepsilon_{ij} = \frac{\partial x_i}{\partial w_j} \cdot \frac{w_j}{x_i} = \frac{\alpha_{ij}}{S_i} + S_j.$$

Konkavitetsbetingelsen indebærer ikke noget generelt udsagn om fortegnet på krydspriselasticiteterne. To varer kan betegnes som komplementær hvis krydspriselasticiteten er negativ for givet output, dvs. hvis en prisstigning på faktor j fører til et fald i efterspørgslen efter både faktor i og j , og substitutter hvis krydspriselasticiteten er positiv.

Ændringen i efterspørgslen, som konsekvens af en prisændring for en af produktionsfaktorerne, kan opdeles i to separate effekter; faktorsubstitutionseffekten og udbytteeffekten, analogt med Slutskys dekomponering fra forbrugsteorien (se fx Varian, 1992). Betragtes en prisstigning for én af produktionsfaktorerne alt andet lige, vil faktorsubstitutionseffekten beskrive substitution til fordel for andre og billigere produktionsfaktorer. Elasticiteterne i (2-3) og (2-4) er alene udtryk for faktorsubstitutionseffekten. Udbytteeffekten beskriver derimod ændringen i efterspørgslen, som konsekvens af at bedriftens produktion er blevet ændret, jf. afsnit 2.3 nedenfor.

Givet et tilstrækkeligt antal observationer er det i princippet ikke noget problem at estimere et ligningssystem, som beskriver den omkostningsminimerende adfærd. Der er da også lavet en del økonomisk modelarbejde vedrørende landbrugssektoren i forskellige lande på baggrund af translog omkostningsfunktioner eller profitfunktioner (se fx Boyle et al., 1990, Glass et al., 1989 og Guyomard et al., 1990).

2.2 En dual model med utilstrækkeligt specificerede omkostningsdata

Det følgende omhandler den situation, hvor omkostningsdata ikke er tilstrækkeligt specificerede til at beskrive de ønskede produktionsfaktorer på et tilstrækkeligt detaljeret niveau. I forhold til translog omkostningsfunktionen ovenfor betyder det, at omkostningsdata kun giver mulighed for en summarisk repræsentation af omkostningsstrukturen, fx således at omkostningsandelene til forskellige gødningskomponenter er repræsenteret ved én samlet andel, forskellige pesticidkomponenter ved én samlet andel, osv. For sådanne faktoraggregater begrænser datagrundlaget modelformuleringen til

$$(2-5) \quad S_g = S_{g_1} + S_{g_2} + \dots + S_{g_G} = \sum_{j=1}^N \alpha_{gj} \ln u_j,$$

hvor S_g fx er det aggregerede gødningsforbrugs andel af omkostningerne, men hvor en mere detaljeret opdeling (i enkeltkomponenterne $S_{g_1}, S_{g_2}, \dots, S_{g_G}$) havde været ønskelig.

Parametrene vedrørende et faktoraggregat repræsenterer summen af de tilsvarende parametre til de underliggende faktorer

$$(2-6) \quad \alpha_{gj} = \alpha_{g_1j} + \alpha_{g_2j} + \dots + \alpha_{g_Gj} = \sum_{i=1}^G \alpha_{g_ij}.$$

Dvs. at parameteren til fx faktoraggregatet gødning i efterspørgselsligningen efter faktor j svarer til summen af parametrene til henholdsvis kvælstof, fosfor og kalium i den pågældende efterspørgselsligning.

Detaljeringsgraden for henholdsvis omkostningsandelene og prisvektoren behøver ikke nødvendigvis at være symmetrisk for, at man kan gennemføre estimationen - prisvektoren

kan godt være mere detaljeret end omkostningsstrukturen³. Ved en sådan asymmetri i detaljeringsgrad for priser og omkostningsandele kan symmetribetingelsen mellem et faktoraggregat g (fx gødning) og en anden indsatsfaktor h (fx energi) skrives

$$(2-7) \quad \alpha_{hg} = \alpha_{hg_1} + \alpha_{hg_2} + \dots + \alpha_{hg_G} = \alpha_{gh}.$$

Dvs. at summen af kvælstof-, fosfor- og kaliumparametre i ligningen for energiefterspørgslen skal være lig med parameteren til energiprisen i ligningen for den aggregerede gødningsefterspørgsel. Det er således muligt at udnytte information fra de aggregerede omkostningsdata for fx gødning og pesticider i samspil med data for de øvrige produktionsfaktorer til at få viden om de underliggende disaggregerede adfærdsparametre.

Endvidere gælder den (sædvanlige) principielle symmetribetingelse

$$(2-8) \quad \alpha_{hg_i} = \alpha_{g_i h},$$

hvor $\alpha_{g_i h}$ er parameteren til prisen på faktoren h (fx energi) i den underliggende ligning for omkostningsandelen til faktoren g_i (en af de faktorer, der ikke kan estimeres en efterspørgselsligning for, fx kvælstof). Det er muligt at specificere modellen på en sådan måde, at der kan opnås økonometriske estimater af parametrene til disaggregerede prisvariabler i alle efterspørgselsligninger for de observerbare omkostningsandele. Via symmetribetingelserne (2-7) og (2-8) er det således muligt at tilvejebringe skøn for nogle af parametrene i de underliggende efterspørgselsligninger for de disaggregerede (og ikke-observerbare) produktionsfaktorer. I forhold til situationen hvor vi har detaljerede omkostningsdata, som giver mulighed for at kombinere information fra to estimerede ligninger via symmetribetingelsen, hviler estimationen af krydsparametrene på et svagere grundlag, idet informationen her kun stammer fra én estimationsligning.

På baggrund af modelformuleringen i (2-5) og (2-6) kan der udledes følgende elasticitetsformel, som repræsenterer ændringen i mængden af et faktoraggregat g (fx gødning) ved en ændring i prisen på én af de underliggende faktorer g_i (fx kvælstof)

³ I så fald repræsenterer de estimerede parametre også aggregeringen af prisvektoren i forhold til omkostningsstrukturens detaljeringsgrad.

$$(2-9) \quad \varepsilon_{gg_i} = \frac{\partial x_g}{\partial w_{g_i}} \cdot \frac{w_{g_i}}{x_g} = \frac{\alpha_{gg_i}}{S_g} + S_{g_i} - \frac{S_{g_i}}{S_g}.$$

Elasticiteten i (2-9) kan fortolkes som en mellemting mellem en egenpriselasticitet og en krydspriselasticitet. Den sidste brøk i (2-9) repræsenterer den procentvise ændring i prisen på den aggregerede faktor, hvis prisen på delkomponenten ændres med én pct. Brøken indgår således kun, hvis g_i er en del af faktoraggregatet g . Bemærk i øvrigt, at hvis den aggregerede faktor g kun består af det ene input g_i , bliver den sidste brøk i udtrykket lig med én, og elasticitetsudtrykket svarer da til udtrykket for en egentlig egenpriselasticitet, jf. formel (2-3).

Elasticiteten, der repræsenterer ændringen i mængden af en produktionsfaktor (fx energi) ved en ændring i prisen på én af delkomponenterne, beregnes på baggrund af formel (2-4). Der er ikke nogen principiel forskel mellem denne krydspriselasticitet og krydspriselasticiteten mellem to almindelige produktionsfaktorer.

2.3. Sammenhænge mellem disaggregerede faktorpriser og udbytt niveauer

Under forudsætning af, at producenterne udover at omkostningsminimere for givet produktion også profitmaksimerer (dvs. at de fastlægger udbytt niveauerne ud fra et profitmaksimeringshensyn), kan der fra translog omkostningsfunktionen udledes optimalitetsbetingelser for udbytt niveauerne. Udledningen er nærmere beskrevet og diskuteret i Jensen et al. (2000) og bygger på en betingelse om, at marginalomkostningerne ved at øge produktionen af en given afgrøde skal svare til afgrødens pris givet, at arealanvendelsen er konstant. Betingelsen indebærer at

$$(2-10) \quad p = \frac{\partial C}{\partial Y} = \frac{C}{Y} \cdot \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} \Leftrightarrow$$
$$S_y = \frac{pY}{C} = \frac{\partial C}{\partial y} \frac{y}{C} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln y} = \sum_{j=1}^N \alpha_{yj} \ln u_j$$

hvor y er bruttoudbytte pr. arealenhed for en given afgrøde, Y er det samlede bruttoudbytte for en given afgrøde, og S_y er værdien af bruttoudbyttet for en given afgrøde i forhold til de samlede variable omkostninger (udbytteandelen). Ligningen for det optimale udbytt niveau kan altså udtrykkes således, at værdien af det respektive udbytte i forhold til de variable omkostninger er en log-lineær funktion af de forklarende variable i u -vektoren, jf. oven-

for. Fra (2-10) kan der udledes følgende udtryk for krydselasticiteter mellem produktionsfaktorer og udbytt niveau

$$(2-11) \quad \varepsilon_{yi} = \frac{\partial y}{\partial w_i} \frac{w_i}{y} = - \frac{\alpha_{yi} + S_i S_y}{\alpha_{yy} + S_y (S_y - 1)}$$

$$(2-12) \quad \varepsilon_{jy} = \frac{\partial x_j}{\partial y} \frac{y}{x_j} = \frac{\alpha_{jy} + S_j \cdot S_y}{S_j},$$

hvor α_{yi} - og α_{jy} -parametrene kan estimeres økonometrisk baseret på ligning (2-10). (2-11) angiver den procentvise ændring i det optimale udbytte y ved én pct. prisstigning på produktionsfaktor i , og (2-12) angiver den procentvise ændring i efterspørgslen efter faktor j ved én pct. udbyttestigning. Ved at multiplicere disse to elasticiteter fås et udtryk for den del af krydspriseffekten mellem produktionsfaktor i og j , som kan tilskrives en ændring i udbytt niveau y .

Det er indres, at udbytt niveauerne indgår blandt de forklarende variabler i systemet af efterspørgselsligninger. På samme måde som for faktorprisparametrene i efterspørgselsligningerne efter aggregerede faktorer, repræsenterer parametrene for udbytt niveauer i disse efterspørgselsligninger en sum af parametrene fra de underliggende efterspørgselsligninger, jf. (2-6). Fx vil parameteren for udbytt niveauet af hvede i ligningen for gødningsefterspørgsel være udtryk for summen af de tilsvarende parametre i de underliggende efterspørgselsligninger for hhv. kvælstof, fosfor og kalium. Dette kan udnyttes til at pålægge en symmetrirestriktion på udbytteligningerne svarende til formel (2-7), således at der er symmetri mellem parametrene til priserne på de enkelte gødningskomponenter i en given udbytteligning og deres sum i gødningsefterspørgselsligningen – og tilsvarende for pesticider. Endvidere opnås information om parametrene til udbytt niveauerne i de underliggende disaggregerede efterspørgselsligninger.

2.4 Opsamling på det teoretiske grundlag

Nærværende kapitel har således givet en generel teoretisk skitse til, hvordan der kan opnås økonometriske skøn for en del af de væsentligste parametre i de underliggende ligninger for disaggregerede gødnings- og pesticidefterspørgsler med udgangspunkt i den økonomiske dualitetsteori. Som det efterfølgende vil fremgå, er dette ikke i sig selv tilstrækkeligt til at beskrive samtlige relevante aspekter af efterspørgslerne efter disse delkomponenter. Bl.a. giver det ikke grundlag for at bestemme adfærdsparametre for den indbyrdes faktorsubstitu-

tion indenfor et givet faktoraggregat. Her er der behov for yderligere antagelser. Da sådanne antagelser imidlertid er mere specifikke for henholdsvis gødning og pesticider, beskrives de nærmere i forbindelse med de konkrete beregninger i kapitel 4.

Figur 2.1. illustrerer på hvilken baggrund de indbyrdes adfærdsparametre mellem indsatsfaktorer, faktoraggregater og delkomponenter beregnes. Egen- og krydspriselasticiteter mellem indsatsfaktorer, som vi kender dem normalt, beregnes på baggrund af formlerne (2-3) og (2-4). Tilsvarende beregnes egen- og krydspriselasticiteter indbyrdes mellem delkomponenter og mellem delkomponenter og indsatsfaktorer på baggrund af de generelle formler (2-3) og (2-4). Mens elasticiteten mellem delkomponenter og det tilhørende faktoraggregat beregnes på baggrund af formel (2-9).

FIGUR 2.1. Bestemmelse af faktorsubstitutionseffekter

	Indsatsfaktor (fx arbejdskraft)	Delkomponent (fx kvælstof)	Delkomponent	Faktoraggregat (fx gødning)	Indsatsfaktor
Indsatsfaktorpris	(2-4)	(2-4)	(2-4)	(2-4)	(2-4)
Delkomponentpris	(2-4)	(2-3)	(2-4)	(2-9)	(2-4)
Delkomponentpris	(2-4)	(2-4)	(2-3)	(2-9)	(2-4)
Indsatsfaktorpris	(2-4)	(2-4)	(2-4)	(2-4)	(2-3)

Indeværende arbejdspapir koncentrerer sig udelukkende om at beskrive sammenhængen mellem delkomponenter og indsatsfaktorer, indbyrdes mellem delkomponenter samt mellem delkomponenter og faktoraggregater. For den indbyrdes sammenhæng mellem indsatsfaktorer og faktoraggregater henvises til Jensen et al. (2000). Tabellerne omhandlende faktorsubstitutionseffekterne repræsenterer derfor kun de fremhævede resultater fra figur 2.1.

Krydspriselasticiteter mellem produktionsfaktorer og udbyttens niveauer beregnes på baggrund af formel (2-11).

Den opstillede teoretiske model danner grundlag for en empiriske model, som beskrives og analyseres i de følgende kapitler.

3. Data og estimationsprocedure

I det følgende beskrives datagrundlaget for de økonometriske estimationer, samt den anvendte estimationsprocedure.

Figur 3.1 beskriver den overordnede sammenhæng mellem de forskellige datasæt og estimationsproceduren. Estimationsproceduren udføres i to trin og er nærmere beskrevet i afsnit 3.2. Datagrundlaget for estimationsprocedurens *første* trin er bedriftsdata, der indeholder oplysninger vedr. bedriftstype, produktionssammensætning og summerede omkostninger samt prisdata, der indeholder priser på landbrugets indsatsfaktorer. Til brug i det *andet* estimationstrin suppleres datagrundlaget med oplysninger vedr. fordelingen af de aggregerede indsatsfaktorer omkostningsandele mellem de forskellige delkomponenter. Standardomkostningsdata anvendes også under den senere beregning af priselasticiteterne. Endvidere anvendes priser på delkomponenterne kvælstof, fosfor, kalium, herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer, der er indeholdt i prisdata. De økonometrisk bestemte adfærdsparametre, der er outputtet fra estimationsprocedurens *andet* trin, suppleres med standardomkostningsdata og nogle teoretiske forudsætninger. På baggrund heraf beregnes de dekomponerede priselasticiteter vedr. faktorsubstitutions- og udbytteeffekterne.

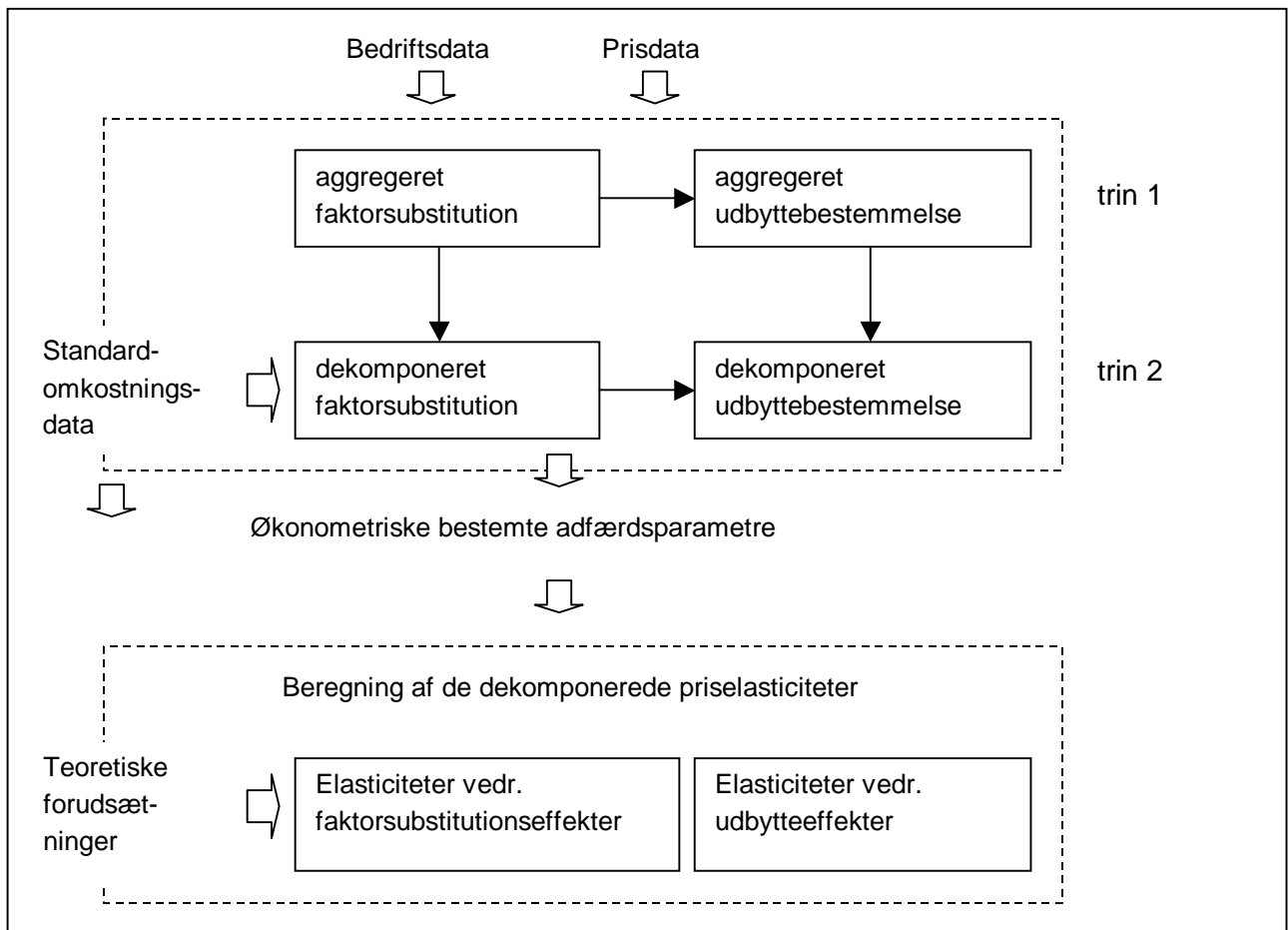
3.1 Data

En oversigt over datagrundlaget for analyserne er givet i boks 3.1. Datagrundlaget omfatter bedriftsdata, prisdata og disaggregerede standardomkostningsdata.

Bedriftsdata

Data for landbrugsbedrifterne dækker perioden 1975 til 1995. Det anonymiserede datamateriale er konstrueret på baggrund af de årlige stratificerede stikprøver af årsregnskaber, som danner grundlag for SJFI's Landbrugsregnskabsstatistik. Stikprøven udtrækkes fra den samlede population af danske landbrugsbedrifter over 5 ha, med henblik på at opnå et repræsentativt datagrundlag i en række relevante forhold, bl.a. med hensyn til driftsform, størrelse, region, heltid/deltid, brugeralder osv. (se fx SJFI, 1997). Da ca. fire femtedele af bedrifterne i stikprøven fra et givet år går igen i det efterfølgende års stikprøve, har det været muligt at organisere datamaterialet som et paneldatasæt. Det giver mulighed for at følge ændringerne fra år til år på de enkelte landbrugsbedrifter. I denne sammenhæng er der set bort fra bedrif-

FIGUR 3.1. Sammenhængen mellem data og estimationsprocedure



BOKS 3.1. Datagrundlaget

Bedriftsdata:

Anonyme driftsregnskaber fra et repræsentativt udsnit af danske landbrugsbedrifter. Oplysninger vedr. bedriftstype, produktionssammensætning og summerede omkostninger.

Periode: 1975-1995

Kilde: SJFI's regnskabsstatistik

Prisdata:

Priser på landbrugets indsatsfaktorer, herunder priser på kvælstof, fosfor, kalium, herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer.

Periode: 1975-1995

Kilde: Danmarks Statistik og SJFI

Standardomkostningsdata:

Kalkuledata for omkostninger til hhv. kvælstof, fosfor, kalium, herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer pr. arealenhed i forskellige afgrøder.

Periode: 1995

Kilde: Landbrugets Rådgivningscenter

ter, som kun er repræsenteret ét år i stikprøven. Der er tale om et ubalanceret paneldatasæt, dvs. at bedrifterne ikke er med i lige mange år, og at der er tidsmæssige forskydninger mellem bedrifternes repræsentation i stikprøven.

Blandt regnskabsoplysningerne anvendt i nærværende studie kan nævnes:

- omkostningerne til energi, handelsgødning, pesticider, maskinstation, indkøbt grovfoder og kraftfoder
- antallet af arbejdstimer (af brugerfamilie og ekstern arbejdskraft) erlagt på bedriften i det pågældende år
- bruttoudbytter for forskellige afgrøder og husdyrprodukter
- areal med forskellige afgrøder
- antal husdyr i forskellige kategorier
- kapitalindsats
- standarddækningsbidrag
- kommunetilhørsforhold

Da det som udgangspunkt forventes, at adfærdsparametrene kan være forskellige for forskellige driftsformer og evt. for forskellige jordtyper, er det valgt at opdele regnskabsmaterialet i 8 grupper; dels på 4 driftsformer (heltids plantebrug, kvægbrug og svinebrug samt deltidsbrug) og dels på 2 jordtyper (lerjord og sandjord). Kriteriet for opdeling mellem deltids- og heltidsbrug er det standardiserede arbejdsforbrug. Bedrifter med et standardarbejdsforbrug mindre end et normalt arbejdsår (1665 timer de senere år) karakteriseres som deltidsbedrifter, og øvrige bedrifter regnes som heltidsbedrifter.

Opdelingen af heltidsbedrifterne efter driftsform sker på grundlag af sammensætningen af bedrifternes standarddækningsbidrag (SDB). Hvis mindst to tredjedele af SDB hidrører fra planteproduktion klassificeres bedriften som et plantebrug og tilsvarende for kvæg- og svinebrug. Opdelingen af bedrifter efter jordtype sker med udgangspunkt i den kommune, hvor den pågældende bedrift er placeret. Kommuner hvor mindst 70 pct. af landbrugsarealet er lerjord regnes som lerjordkommuner, og de bedrifter som ligger i disse kommuner antages at ligge på lerjord og tilsvarende for sandjord. Opdelingen indebærer, at bedrifter i kommuner med en nogenlunde ligelig fordeling af ler- og sandjord ikke er med i estimationsgrundlaget. Således er bedrifterne i knap en tredjedel af kommunerne ikke repræsenteret i analyserne. Valgtes alternativt fx en 60 pct. grænse ville ca. 15 pct. af bedrifterne ikke være repræsenteret, mens en grænse på 80 pct. ville indebære at ca. 40 pct. af bedrifterne ikke var repræsenteret i analyserne. Se i øvrigt Kristensen et al. (1999) for en yderligere beskrivelse af det anvendte paneldatasæt. Antallet af observationer i hver af de 8 bedriftsgrupper fremgår af tabel 3.1.

TABEL 3.1. **Antal observationer i de 8 bedriftsgrupper**

Observationer	Heltids plantebrug	Heltids kvægbrug	Heltids svinebrug	Deltidsbrug
Lerjord	1940	963	932	913
Sandjord	1444	7528	2011	1410

Repræsentationen af bedriftstyper i datamaterialet afspejler i nogen grad repræsentationen i den danske landbrugssektor, hvor der fx er relativt få heltids kvægbrug på lerjord.

Prisdata

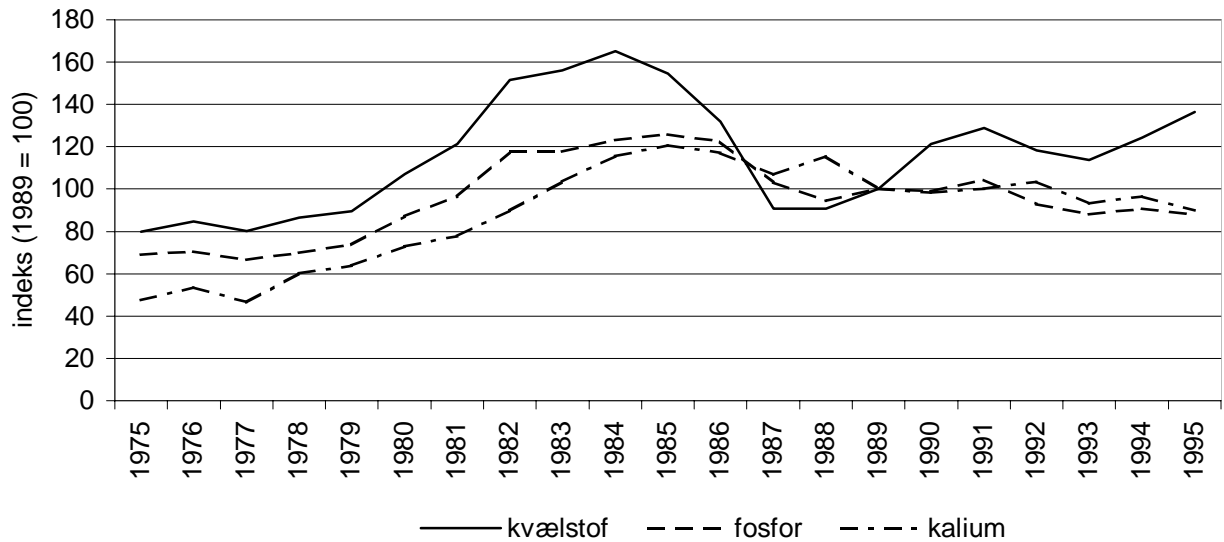
Prisvariablerne omfatter indeks for energipriser, en timelønssats for arbejdskraft anvendt i landbrugserhvervet, gødningspriser, pesticidpriser, maskinstationstakster samt priser på forskellige fodertyper. Disse prisdata er nærmere beskrevet i Jensen et al. (2000). Herudover anvendes indeks for priser på kvælstof, fosfor og kalium, samt herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer.

Mens prisdata for kvælstof, fosfor og kalium er let tilgængelige, findes der ikke publicerede prisindeks for pesticidhovedgrupperne. Siden 1990 er der dog ved SJFI udarbejdet prisindeks for pesticidhovedgrupperne, men det har været nødvendigt at konstruere skøn for prisudviklingen i hovedgrupperne frem til 1990 på baggrund af prisudviklingen for enkeltmidler. Skønnet er foretaget ved at beregne simple gennemsnit af de procentvise år-til-år prisændringer på en række af de væsentligste enkeltmidler indenfor de forskellige pesticidgrupper i de respektive perioder. Efterfølgende er disse gennemsnitlige procentvise prisændringer kædet sammen til et samlet prisindeks for hele estimationsperioden.

Sammensætningen af pesticidforbruget indenfor grupperne må formodes at have ændret sig betydeligt fra år til år bl.a. på grund af nye midlers introduktion og forbud mod eksisterende midler. Denne ændring har været et problem i konstruktionen af pesticidprisindekset. Det konstruerede prisindeks for pesticidhovedgrupperne er derfor behæftet med en vis usikkerhed, men vurderes alligevel at være det bedst opnåelige skøn for prisudviklingen på disse hovedgrupper.

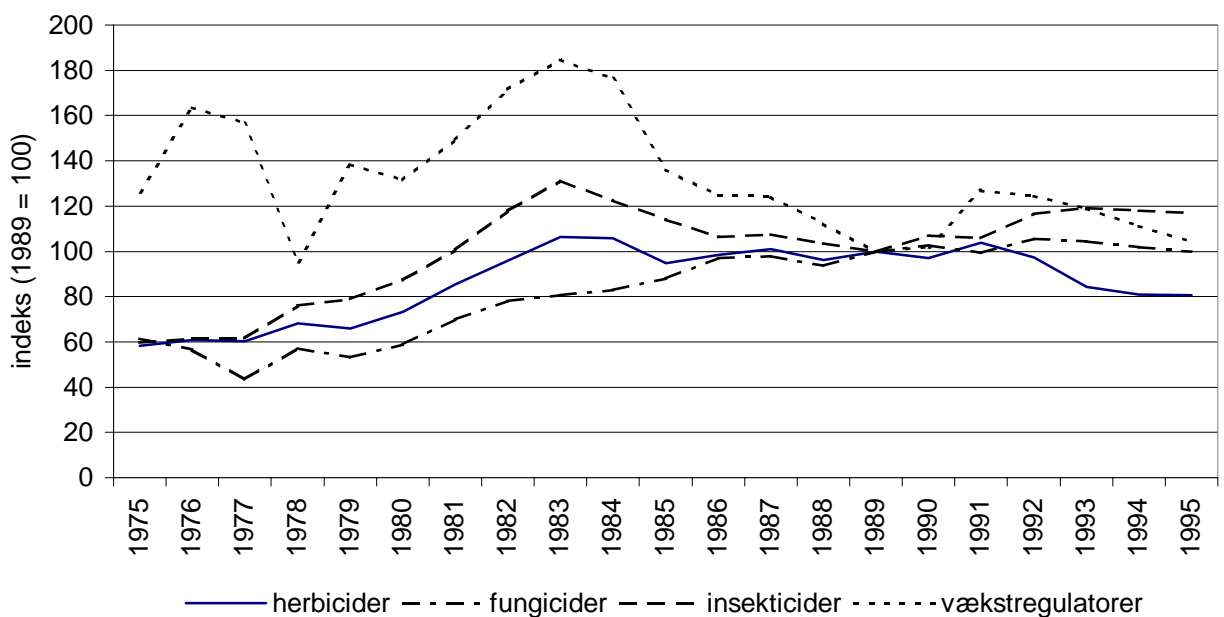
De anvendte gødnings- og pesticidprisdata fremgår af figur 3.2 og 3.3.

FIGUR 3.2. Prisudvikling for gødning, 1975-1995



Kilde: Håndbog for Driftsplanlægning, Landbrugets Rådgivningscenter, div. årgange.

FIGUR 3.3. Prisudvikling for pesticider, 1975-1995



Kilde: Henrik B. Pedersen, SJFI (pers. kommunikation).

For gødningsstofferne har der været en vis samvariation mellem priserne i den forløbne periode, dog har priser på kvælstof været mere volatile end priser på fosfor og kalium. Samvariationen har i øvrigt været mest udtalt i første halvdel af perioden. Et tilsvarende mønster gør sig gældende for pesticidgrupperne, her har vækstregulatorerne udvist de største udsving.

Standardomkostningsdata

Da der ikke umiddelbart i de ovennævnte bedriftsdata findes data for fordelingen af gødningsomkostningen på kvælstof, fosfor og kalium, samt fordelingen af pesticidomkostningen på herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer - suppleres omkostningsdataene med skøn for hhv. gødnings- og pesticidomkostningernes fordeling på delkomponenterne, baseret på et sæt fordelingsnøgler. Fordelingsnøglerne beregnes ved hjælp af normforbruget af de enkelte delkomponenter for hver af de 15 produktionsgrene i modellen. Normerne kædes sammen med de respektive priser, og der beregnes en standardudgift pr. hektar eller dyreenhed for hver delkomponent i hver produktionsgren. På baggrund af denne standardudgift bestemmes de samlede normerede omkostninger til hver af delkomponenterne for hver enkelt observation i data. Fordelingen af disse samlede normerede omkostninger til henholdsvis gødning og pesticider anvendes til disaggregering af de faktisk observerede omkostninger til gødning og pesticider.

Oplysninger om normforbruget af gødning og pesticider er indsamlet manuelt, og fordelingsnøglerne er beregnet på baggrund af 1995 oplysningerne og gælder derfor alene dette regnskabsår og ikke hele tidsserien.

Til beregning af gødningsfordelingen er samtlige oplysninger angående normforbrug og priser hentet fra Håndbog for Driftsplanlægning 1995-96, Landbrugets Rådgivningscenter (1995). I kilden skelnes der ikke mellem produktion på forskellige jordtyper, dvs. at de anvendte standardomkostninger i beregningen af fordelingsnøgler er forudsat uafhængige af jordboniteten.

Standardiserede disaggregerede gødningsomkostninger pr. ha fremgår af tabel 3.2. Der eksisterer både et forbrug og en produktion af gødning indenfor de 15 produktionsgrene, idet de vegetabiliske produktionsgrene er forbrugere af de tre gødningskomponenter, mens de animalske produktionsgrene er producenter af gødningskomponenterne. Brak forudsættes at være økonomisk neutral i forhold til fordelingen af gødningsomkostningsandelen.

TABEL 3.2. **Stykomkostningerne til gødning pr. aktivitetsenhed, kr./ha eller kr./dyreenhed**

	Kvælstof	Fosfor	Kalium
Vårbyg	451	165	140
Vinterbyg	656	206	168
Hvede	738	206	168
Bælgsæd	0	165	196
Raps	697	206	280
Kartofler	656	248	350
Sukkerroer	533	289	420
Malkekøer	-191	-122	-245
Slagtekalve	-77	-49	-98
Årssøer	-45	-71	-37
Fjerkræ	-0	-0	-0
Foderroer	820	289	560
Grønfoder i omdrift	820	206	196
Vedvarende græs	615	165	280
Brak	0	0	0

Kilde: Landbrugets Rådgivningscenter (1995).

Eksempelvis er kvælstofomkostninger på 451 kr./ha i vårbyg fremkommet ved at multiplicere et normforbrug på 110 kg/ha med en kvælstofpris på 4,10 kr./kg. ”Kvælstofomkostninger” på -191 kr./dyreenhed i malkekøer er fremkommet ved at multiplicere en normeret gødningsproduktion på 20,26 ton/dyreenhed med et kvælstofindhold på 5,76 kg./ton og en kvælstofudnyttelsesgrad på 40 pct. samt en kvælstofpris på 4,10 kr./kg⁴.

For hver enkelt observation, afhængig af aktivitetssammensætningen, er der beregnet en samlet udgift til hver delkomponent af gødning, og på baggrund heraf de endelige fordelingsnøgler. Det antages, at ingen af observationerne kan opnå et overskud ved salg af overskydende husdyrgødning. I de tilfælde hvor produktionen af den enkelte delkomponent overskrider forbruget er bedriftens økonomiske gevinst reduceret til nul.

Til beregning af pesticidfordelingen er samtlige oplysninger angående normforbrug og priser hentet fra Budgetkalkuler 1994-95, Landbrugets Rådgivningscenter (1994). I kilden skelnes der, som i modellen, mellem produktion på forskellige jordtyper. Differencerne er dog så små, at de ikke er medtaget. I stedet er dannet ét sæt standardomkostninger som ikke afhænger af jordbonitet.

⁴ Negative stykomkostninger i de animalske produktionsgrene er udtryk for, at der produceres husdyrgødning, som indebærer en potentiel besparelse af handelsgødning. For kvælstof, fosfor og kalium regnes i den forbindelse med udnyttelsesgrader på henholdsvis 40, 90 og 90 pct.

For pesticiderne eksisterer der udelukkende et forbrug i forbindelse med de vegetabilske produktionsgrene. Alle de animalske produktionsgrene og brak forudsættes økonomisk neutrale i forhold til fordelingen af pesticidomkostningsandelen. Stykomkostninger pr. ha for 1995 fremgår af tabel 3.3.

TABEL 3.3. **Stykomkostningerne til pesticider pr. aktivitetsenhed, kr./ha**

	Herbicider	Fungicider	Insekticider	Vækstregulatorer
Vårbyg	40	30	21	0
Vinterbyg	104	60	0	0
Hvede	104	60	17	13
Bælgsæd	231	15	33	0
Raps	268	0	42	0
Kartofler	423	386	0	0
Sukkerroer	922	0	154	0
Foderroer	922	0	154	0
Græs i omdrift	2	0	2	0
Vedvarende græs	2	0	2	0
Brak	0	0	0	0

Kilde: Landbrugets Rådgivningscenter (1994).

Eksempelvis er herbicidomkostninger på 40 kr./ha i vårbyg fremkommet ved at multiplicere 0,79 behandling/ha med en pris på 50 kr./herbicid behandling. Især kartofler og sukkerroer, men i nogen grad også bælgsæd og raps er pesticidintensive afgrøder.

Proceduren til bestemmelse af fordelingsnøglen er den samme som beskrevet under gødningsfordelingen, idet det dog ikke har været nødvendigt at reducere nogen form for overskud.

På basis af de standardiserede enhedsomkostninger i tabel 3.2 og 3.3 til henholdsvis gødnings- og pesticidkomponenterne samt aktivitetsniveauerne i de forskellige driftsgrene på de respektive bedrifter i regnskabsdatamaterialet vedr. 1995 er det nu muligt for hver af bedriftsgrupperne at beregne fordelingsnøgler for henholdsvis de aggregerede gødnings- og pesticidomkostninger.

De resulterende fordelingsnøgler fremgår af tabel 3.4. For heltids plantebrug på lerjord går ca. 61 pct. af gødningsomkostningerne til indkøb af kvælstof, og ca. 74 pct. af pesticidomkostningerne går til indkøb af herbicider.

TABEL 3.4. Fordelingsnøgler for hhv. gødnings- og pesticidomkostningerne, 1995

		Plantebrug		Kvægbrug		Svinebrug		Deltidsbrug	
		Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord
Kvælstof	Andel af gødningsomk.	0,605	0,611	0,906	0,915	0,936	0,960	0,617	0,647
Fosfor		0,196	0,188	0,074	0,076	0,005	0,005	0,182	0,181
Kalium		0,200	0,201	0,020	0,010	0,032	0,035	0,201	0,172
Herbicer	Andel af pesticidomk.	0,736	0,602	0,745	0,729	0,675	0,618	0,746	0,199
Fungicider		0,120	0,308	0,107	0,128	0,190	0,259	0,103	0,283
Insekticider		0,127	0,076	0,136	0,136	0,111	0,104	0,140	0,100
Vækstreg.		0,018	0,014	0,013	0,006	0,025	0,019	0,011	0,018

Ved at multiplicere de beregnede fordelingsnøgler med de observerede aggregerede omkostningsandele for henholdsvis gødning og pesticider fås følgende beskrivelse af den gennemsnitlige omkostningsstruktur for de 8 driftsgrupper vedr. 1995.

TABEL 3.5. Gennemsnitlige variable omkostningsandele, 1995

	Plantebrug		Kvægbrug		Svinebrug		Deltidsbrug	
	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord
Energi	0,048	0,053	0,028	0,029	0,034	0,032	0,030	0,034
Arbejdstimer	0,548	0,560	0,506	0,496	0,359	0,340	0,624	0,608
Kvælstof	0,087	0,098	0,028	0,042	0,029	0,026	0,069	0,067
Fosfor	0,028	0,030	0,002	0,003	0,000	0,000	0,020	0,019
Kalium	0,029	0,032	0,001	0,000	0,001	0,001	0,022	0,018
Herbicer	0,085	0,055	0,022	0,017	0,020	0,013	0,058	0,031
Fungicider	0,014	0,028	0,003	0,003	0,006	0,005	0,008	0,015
Insekticider	0,015	0,007	0,004	0,003	0,003	0,002	0,011	0,005
Vækstreg.	0,002	0,001	0,000	0,000	0,001	0,000	0,001	0,001
Maskinstation	0,065	0,074	0,071	0,078	0,031	0,029	0,076	0,077
Grovfoder	0,005	0,001	0,084	0,052	0,006	0,003	0,005	0,006
Kraftfoder	0,074	0,059	0,251	0,275	0,512	0,548	0,077	0,120

Da der er taget hensyn til egenproduktion af husdyrgødning, repræsenterer de beregnede fordelingsnøgler for gødning handelsgødningsomkostningens fordeling. Af tabel 3.5 fremgår det bl.a., at udgifterne til handelsgødning og pesticider udgør en større andel af omkostningerne på plantebrug end på husdyrbrug, mens det omvendte gør sig gældende for foderstoffer. Desuden fremgår det, at svinebrug stort set ikke køber fosforgødning, og at det især er for plantebrug, pesticidforbruget betyder noget. For plantebrug på lerjord udgør det samlede pesticidforbrug 11,6 pct. af de samlede variable omkostninger (hvoraf herbicider med 8,5 pct. står for hovedparten), mens pesticidforbruget for plantebrug på sandjord udgør 9,1 pct. af omkostningerne – og væsentligt mindre for de øvrige driftsformer. Generelt er der

ikke markante forskelle i omkostningsstrukturen på ler- og sandjords bedrifter indenfor de respektive driftsformer.

Det er vurderet, at den beregnede omkostningsstruktur ikke er særligt følsom overfor forudsætningen om, at der er brugt samme normforbrug for de to jordtyper, primært fordi normforbruget på de to jordtyper ikke adskiller sig væsentligt fra hinanden. Endvidere vil forskellen mellem produktion på to forskellige jordtyper hovedsageligt afspejles i aktivitets sammensætningen, der går igen i beregningen af fordelingsnøglerne.

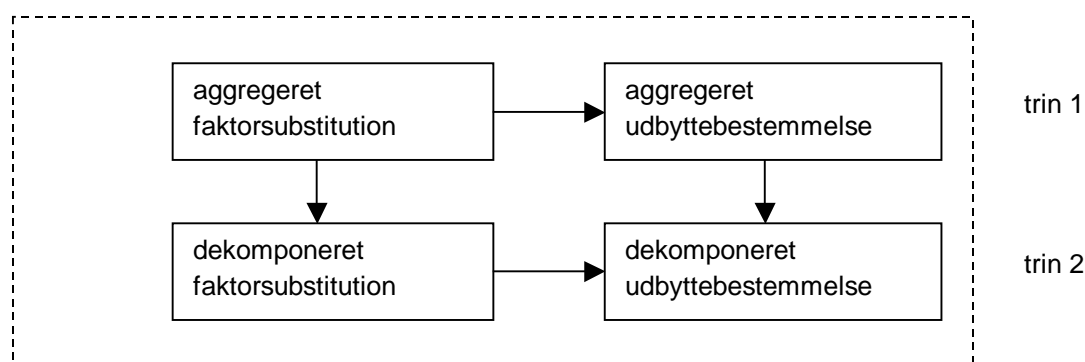
Fordelingsnøglerne er som nævnt udelukkende bestemt på baggrund af 1995-oplysninger omkring normforbrug og prisniveau. Prisforhold og ikke mindst normforbruget har uden tvivl ændret sig gennem den periode, som bedriftsdata repræsenterer. De beregnede priselasticiteter kan strengt taget derfor kun forventes at repræsentere efterspørgselsadfærd i 1995⁵.

3.2 Den anvendte to-trins estimationsprocedure

Til brug for estimation af priselasticiteter er der behov for at estimere parametrene i ligningerne for de forskellige omkostningsandele og udbytteandele, jf. (2-2), (2-5) og (2-10).

Det er i analysen valgt at opdele estimationen i to trin. En oversigt over proceduren er givet i figur 3.4, der er et udsnit af figur 3.1.

FIGUR 3.4. **Oversigt over estimationsproceduren**



⁵ I forbindelse med de økonometriske estimationer har det været forsøgt med alternative modeller. Bl.a. har det, af hensyn til de politik ændringer vandmiljøplanen medførte, været forsøgt at estimere modellen for en kortere årrække, således at estimationsperioden sluttede i 1991 i stedet for i 1995. Resultaterne adskiller sig dog kun minimalt fra resultaterne præsenteret i arbejdsrapporten.

I *første* trin estimeres ligningssystemet af omkostningsandele (og udbytteandele) på baggrund af alle forklarende variabler i modellen (herunder aggregerede prisdata for faktoragregaterne gødning og pesticider). Resultaterne af disse estimationer er beskrevet i Jensen et al. (2000), og resultaterne vil ikke blive beskrevet nærmere her.

I *andet* trin foretages indledningsvis følgende transformation af data for omkostningsandelene – (udbytteandelene)

$$(3-1) \quad S_i' = S_i - \sum_{h \neq g} \hat{\alpha}_{hi} \ln w_h,$$

hvor $\hat{\alpha}_{hi}$ er koefficientestimer fra *første* estimationstrin, og hvor h indekserer alle de forklarende variabler i modellen – bortset fra priser på handelsgødning og pesticider. De resulterende dataserier repræsenterer den del af de respektive faktiske omkostningsandele, som ikke allerede er beskrevet ved parametrene til de øvrige forklarende variabler – eller den del som skal forklares af gødnings- og pesticidpriser (samt et stokastisk restled). Der estimeres herefter et sæt af ligninger for de transformerede omkostnings- og udbytteandele, hvor disse specificeres som log-lineære funktioner af priserne på kvælstof, fosfor, kalium, herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer. For udbytteandelene vedkommende korrigeres der i transformationen endvidere for priserne på fosfor og herbicider på baggrund af parameterestimerne fra omkostningsandelene, og derfor indgår disse variabler ikke i den log-lineære specifikation af udbytteandelene. De resulterende parameterestimer anvendes i beregningen af priselasticiteter. Dvs. at estimationerne i *andet* estimationstrin er foretaget under antagelse af symmetri i forhold til *første* estimationstrin, men også at der er en vis form for symmetri indenfor *andet* estimationstrin⁶.

To-trins proceduren forudsætter ortogonalitet mellem gødnings og pesticidpriserne på den ene side og de øvrige forklarende variabler på den anden side. Ortogonalitet indebærer, at parametrene til de øvrige forklarende variabler ikke indeholder information om gødnings- og pesticidpriserne fra forrige estimationstrin.

Estimationen i hvert af de to trin er i sig selv opdelt i to dele; estimation af ligningssystemet

⁶ I forbindelse med de økonometriske estimationer har det været forsøgt med alternative modeller. Bl.a. er der gennemført en følsomhedsanalyse på den ovennævnte to-trins estimationsprocedure, det er forsøgt at estimere hele modellen i ét trin. Ved en sådan procedure var der en tendens til, at substitutions- og indkomsteffekterne i højere grad var blandede.

for omkostningsandele, jf. (2-2) og (2-5), og efterfølgende estimation af enkeltligninger for de forskellige udbytteandele, jf. (2-10), under hensyntagen til symmetri mellem parametrene i hhv. efterspørgsels- og udbytteligningerne. Opdelingen skyldes en formodning om at profitmaksimeringsantagelsen bag (2-10) er mere restriktiv end omkostningsminimeringsantagelsen bag (2-2) og (2-5). En profitmaksimeringsantagelse indebærer således udover en forudsætning om optimal faktorsammensætning også en forudsætning om optimalt udbytte-niveau, mens omkostningsminimeringsantagelsen alene indebærer en forudsætning om optimal faktorsammensætning. Såfremt profitmaksimeringsantagelsen skulle være for restriktiv, vil det kun få betydning for udbytteligningerne og ikke for efterspørgselsligningerne. Hvis profitmaksimeringsantagelsen derimod ikke er for restriktiv indebærer opdelingen en risiko for, at datamaterialets informationsmængde ikke udnyttes maksimalt i estimationen.

At udbytteligningerne estimeres enkeltvis skyldes, at det anvendelige datamateriale (observationer, hvor den pågældende afgrøde har været produceret) er særdeles ubalanceret – nogle afgrøder er kun registreret i få observationer, mens andre afgrøder er registreret i mange observationer. Det har ikke indenfor projektets rammer været muligt at finde en estimationsalgoritme, som kunne håndtere system-estimation af et sådant datasæt, hvorfor det er valgt at estimere ligningerne hver for sig med en risiko for, at den tilgængelige information ikke udnyttes i fuldt omfang.

Et alternativ til den valgte to-trins procedure ville være at estimere omkostningsandelene (og udbytteandelene) i ét estimationstrin, hvor de aggregerede gødnings- og pesticidpriser erstattes af de disaggregerede priser. En sådan procedure vil i princippet være mindre restriktiv end den valgte metode, hvor der stilles krav om en konsistent prisaggregering i *første* trin. Til gengæld har den valgte metode en række fordele.

For det første indebærer metoden, at vi har en kernemodel, som beskriver sammenhænge mellem forskellige input-aggregater som funktion af aggregerede priser. Adfærdsbeskrivelsen i denne kernemodel er uafhængig af, om man vælger at disaggregere et eller flere af disse aggregater. Man kan altså anvende modellen fra Jensen et al. (2000) som en gennemgående model uanset hvilken gruppe af indsatsfaktorer, der ønskes disaggregeret.

For det andet indebærer metoden færre problemer med bl.a. multikollinearitet, fordi der ikke estimeres på så mange prisvariabler ad gangen. Det betyder, at risikoen for høj korrelation mellem flere af de forklarende variabler - problemer med multikollinearitet - mindskes. Generelt er problemet med multikollinearitet dog ikke så udbredt i paneldata, fordi de enkelte individer er forskellige med heraf følgende variation i data (Otto, 1998).

Et problem i estimationen af *andet* trin er dog, at de disaggregerede gødnings- og pesticidpriser er indbyrdes korrelerede. Det viser sig imidlertid, at såfremt gødningspriserne normeres fx med fosforprisen, og pesticidpriserne fx med herbicidprisen, så reduceres dette multikollinearitetsproblem. En sådan normering indebærer en transformation af de estimerede parametre. Princippet heri fremgår af det følgende, hvor transformationen af gødningspriserne er valgt som eksempel.

$$\begin{aligned}
 S_i' &= \alpha_{in} \ln w_n + \alpha_{ip} \ln w_p + \alpha_{ik} \ln w_k + \alpha_{ipest} \ln w_{pest} \Rightarrow \\
 S_i' &= \alpha_{in} \cdot (\ln w_n - \ln w_p) + (\alpha_{ip} + \alpha_{in} + \alpha_{ik}) \cdot \ln w_p + \alpha_{ik} \cdot (\ln w_k - \ln w_p) + \alpha_{ipest} \ln w_{pest} \Rightarrow \\
 (3-2) \quad S_i' &= \alpha_{in} \cdot (\ln w_n - \ln w_p) + \beta_{ip} \cdot \ln w_p + \alpha_{ik} \cdot (\ln w_k - \ln w_p) + \alpha_{ipest} \ln w_{pest}
 \end{aligned}$$

Det er således β -parameteren, der umiddelbart estimeres. Denne skal efterfølgende transformeres, dvs. transformation af parameteren til fosforprisen i nærværende eksempel, før parameteren kan fortolkes og anvendes til beregning af priselasticiteter.

Andet estimationstrin kan gennemføres enkeltvis for hvert enkelt faktoraggregat (dvs. for gødning og pesticider hver for sig) eller for flere faktoraggregater ad gangen. En forudsætning for at gennemføre estimationerne enkeltvis er, at der er separabilitet mellem faktoraggregaterne. En antagelse om separabilitet vil her medføre, at der ikke kan være specifikke substitutionsmuligheder mellem nogle af næringsstofferne (det ene faktoraggregat) og nogle af bekæmpelsesmidlerne (det andet faktoraggregat), fx substitutionseffekt mellem kvælstof og herbicider, men substitutionsmuligheden mellem delkomponenterne i det ene faktoraggregat og hele det andet faktoraggregat eksisterer fortsat. Den simultane estimation øger på den anden side risikoen for multikollinearitet i form af korrelation mellem priserne til delkomponenterne og derved risikoen for større usikkerhed omkring parameterestimererne.

Da der imidlertid ikke er alvorlige tegn på korrelation mellem handelsgødningspriserne på den ene side og pesticidpriserne på den anden side, er estimationerne foretaget ved simultan estimation af samtlige parametre til de disaggregerede komponenters priser, dvs. at adfærdsrelationerne har følgende udseende

$$\begin{aligned}
 (3-3) \quad S_j' &= \alpha_{jn} \cdot (\ln w_n - \ln w_p) + \beta_{jp} \cdot \ln w_p + \alpha_{jk} \cdot (\ln w_k - \ln w_p) \\
 &+ \beta_{jh} \cdot \ln w_h + \alpha_{jf} \cdot (\ln w_f - \ln w_h) + \alpha_{ji} \cdot (\ln w_i - \ln w_h) + \alpha_{jv} \cdot (\ln w_v - \ln w_h)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (3-4) \quad S_y' &= \alpha_{yn} \cdot (\ln w_n - \ln w_p) + \beta_{yp} \cdot \ln w_p + \alpha_{yk} \cdot (\ln w_k - \ln w_p) \\
 &+ \beta_{yh} \cdot \ln w_h + \alpha_{yf} \cdot (\ln w_f - \ln w_h) + \alpha_{yi} \cdot (\ln w_i - \ln w_h) + \alpha_{yv} \cdot (\ln w_v - \ln w_h)
 \end{aligned}$$

Det anvendte datagrundlag har karakter af at være paneldata, jf. ovenfor. Dette tages der hensyn til i estimationsproceduren ved at antage, at konstantleddene (α_{je}) er bedriftsspecifikke i ligningerne for de forskellige omkostnings- og udbytteandele, mens de øvrige koefficienter er ens for alle individer i den relevante bedriftsgruppe. De individuelle konstantled i omkostningsandelene forudsættes herudover at være normalfordelte over individerne – der er tale om en såkaldt ”error components” model (se fx Baltagi, 1995).

Estimationen af ligningerne for udbytteandele forudsætter ligeledes, at forskellen mellem individer alene afspejler sig i konstantleddene, men her fastlægges ikke a priori en forudsætning om konstantleddenes fordeling – der er tale om en ”fixed effects” model (se Baltagi, 1995). Når den lidt mere restriktive error components specifikation er valgt for omkostningsandelene skyldes det hensynet til valg af estimationsalgoritme.

Det bemærkes i øvrigt i relation til *andet* estimationstrin, at de anvendte data er rensset for individ-/driftsledereffekt, idet de anvendte data er beregnet som forskelle mellem de observerede omkostnings-/udbytteandele og det, som er forklaret i modellens *første* estimationstrin (incl. driftledereffekt).

4. Estimationsresultater for faktorsubstitutionseffekter

Som beskrevet i afsnit 3.2 foregår estimationen af modellens adfærdsrelationer i to trin. Ligningerne for omkostningsandele kan opstilles som et system, der kan estimeres ved hjælp af en iterativ Seemingly Unrelated Regression (SUR) algoritme (beskrevet i Jensen et al., 2000). Estimationens datagrundlag er anonymiserede ubalancerede paneldata fra SJFI's regnskabsstatistik, prisdata og standardomkostningsdata, se boks 3.1. Resultaterne af *første* trin er beskrevet i Jensen et al. (2000) og vil i det følgende kun blive beskrevet i det omfang, det er nødvendigt for forståelse af resultaterne fra *andet* estimationstrin. Der er foretaget estimationer for alle 8 bedriftsgrupper.

4.1 Supplerende bindinger på estimationen og dennes fortolkning

Som beskrevet i afsnit 2.1 pålægger den økonomiske teori omkostningsfunktionen forskellige betingelser, for at den kan repræsentere en økonomisk meningsfyldt teknologi, heriblandt at omkostningsfunktionen skal være konkav i faktorpriserne. En konsekvens heraf er ikke-positive egenpriselasticiteter på faktorefterspørgslerne. Bl.a. fordi vi ikke har disaggregerede omkostningsdata for gødning og pesticider til rådighed, er betingelsen ikke natur-

ligt opfyldt i datagrundlaget mht. samtlige elasticiteter mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregater. Derfor har det været nødvendigt at supplere estimationen med forskellige bindinger på enkelte parameterverdier for at sikre ikke-positive egenpriselasticiteter.

I første omgang er bindingerne pålagt adfærdsparametrene således at evt. positive elasticiteter mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregater prædetermineres nul. I sådanne tilfælde bestemmes den enkelte parameterverdi på baggrund af formel (2-9)⁷. På tilsvarende vis kan parameterværdien til en given elasticitet bestemmes ved indsættelse i formel (2-9).

Ovenstående bindinger pålægges samtlige adfærdsparametre til umiddelbart positive elasticiteter mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregater. På grund af sum- og symmetribetingelserne beskrevet i afsnit 2.2 påvirker bindingerne ikke kun den enkelte parameter, men afspejles i hele estimationssystemet. Derfor er estimationen gennemført som en iterativ procedure pålagt flere og flere bindinger indtil samtlige elasticiteter mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregater er ikke-positive. Enkelte gange har det været nødvendigt at ophæve symmetrien til *første* estimationstrin på grund af antallet af interne bindinger i *andet* estimationstrin.

Estimationsresultaterne kan fortolkes på forskellig vis. Én (ekstrem) fortolkning (den *hårde* fortolkning) bygger på en forudsætning om Leontief-sammenhæng i hhv. gødnings- og pesticidforbruget. Når fx elasticiteten mellem prisen på delkomponenten kalium og faktoraggregatet gødning prædetermineres nul, fortolkes det således, at både egenpriselasticiteten for delkomponenten kalium er nul, men også at krydspriselasticiteterne mellem kalium og de to resterende delkomponenter i faktoraggregatet gødning, kvælstof og fosfor, er nul.

En alternativ (*blød*) fortolkning er, at en elasticitet mellem en disaggregeret pris og en aggregeret mængde på nul kun betyder, at summen af mængdeeffekterne er nul, men at mængderne af de enkelte delkomponenter godt kan ændres. En sådan *blødere* fortolkning af tilsvarende resultat for elasticiteten mellem prisen på delkomponenten kalium og faktorag-

⁷ Således at fx parameterværdien til elasticiteten mellem prisen på kalium og faktoraggregatet gødning for heltids plantebrug på lerjord bestemmes på baggrund af omkostningsandelene til gødning og kalium, se tabel 3.5.

$$\alpha_{ggk} = S_g \left(\frac{S_{gk}}{S_g} - S_{gk} + \epsilon_{ggk} \right) = (0,087 + 0,028 + 0,029) \left(\frac{0,029}{(0,087 + 0,029 + 0,028)} - 0,029 + 0,000 \right) = 0,025$$

gregatet gødning er, at de sammenvejede disaggregerede priselasticiteter mht. kalium er nul, at der fx godt kan være en negativ egenpriselasticitet på kalium og positive krydspriselasticiteter på kvælstof og fosfor.

Som beskrevet i afsnit 2.3 giver den generelle teoretiske skitse ikke grundlag for at bestemme de disaggregerede egenpriselasticiteter, hvorfor der her er behov for yderligere og mere specifikke antagelser. I afsnit 5.1 præsenteres antagelserne mht. faktoraggregaterne gødning og pesticider, der anvendes til beregning af de disaggregerede elasticiteter under den *bløde* fortolkning. I det omfang at forudsætningen om Leontief-sammenhæng i hhv. gødnings- og pesticidforbruget under den *hårde* fortolkning ikke giver et tilstrækkeligt grundlag for beregning af de disaggregerede elasticiteter, er der suppleret med antagelserne fra afsnit 5.1.

Som for elasticiteterne mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregater betinger den økonomiske teori, at de disaggregerede egenpriselasticiteter mellem delkomponenterne er ikke-positive. Hverken den *hårde* eller den *bløde* fortolkning giver nødvendigvis ikke-positive egenpriselasticiteter, hvilket dog kan sikres under den *bløde* fortolkning ved at justere på parametrene til de oprindelige positive krydspriselasticiteter eller justere på størrelsen af a priori forventninger til de disaggregerede egenpriselasticiteter. Justeringerne består af at gøre de omtalte egenpriselasticiteter negative/mere negative.

BOKS 4.1. Fortolkning af de supplerende bindinger

Den *hårde* fortolkning: At elasticiteten mellem prisen på delkomponenten og faktoraggregatet prædetermineres til nul fortolkes således, at både egenpriselasticiteten for delkomponenten er nul, men også at krydspriselasticiteterne mellem den aktuelle delkomponent og de resterende delkomponenter i faktoraggregatet er nul.

Den *bløde* fortolkning: At elasticiteten mellem prisen på delkomponenten og faktoraggregatet prædetermineres til nul fortolkes således, at kun de sammenvejede disaggregerede priselasticiteter mht. den aktuelle delkomponent er nul.

I nedenstående afsnit præsenteres estimationsresultater efter korrektion for både positive elasticiteter mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregater og positive disaggregerede egenpriselasticiteter under den *bløde* fortolkning. Det er primært to kriterier, der har været afgørende for valget af prædeterminerede elasticiteter. Først er størrelsesforholdet mellem egenpriselasticiteterne for de forskellige delkomponenter indenfor et faktoraggregat bestemt på baggrund af størrelsesforholdet mellem delkomponenternes omkost-

ningsandele. Efterfølgende har størrelsesforholdet mellem de disaggregerede elasticiteter dannet baggrund for evt. justeringer.

I den følgende præsentation er der lagt vægt på resultaterne fra én af bedriftsgrupperne, heltids plantebrug på lerjord, mens resultater for de øvrige bedriftsgrupper er gengivet i bilag.

4.2 Estimationsresultater

Tabel 4.1 viser de estimerede adfærdsparametre (α 'erne) i ligningssystemet (3-3) for bedriftsgruppen heltids plantebrug på lerjord. Resultaterne repræsenterer den endelige model, hvor insignifikante parametre er elimineret, og der er korrigeret for både positive elasticiteter mellem priser på delkomponenter og tilhørende faktoraggregat og positive disaggregerede egenpriselasticiteter under den *bløde* fortolkning. Kriteriet for insignifikans har gennem alle estimationer været 10 pct.

TABEL 4.1. **Estimerede adfærdsparametre i ligningerne for omkostningsandele, heltids plantebrug på lerjord**

Pris\ omkostningsandel	Energi	Arbejdstimer	Handels- gødning	Pesticider	Maskin- Station	Grovfoder
Ln (w_n)	-	-	-0,0066 (-)	-	-	0,0033 (0,0022)
Ln (w_p)	0,0123 (-)	-0,0510 (-)	0,0420 (-)	0,0290 (-)	0,0000 (-)	0,0058 (-)
Ln (w_k)	0,0139 (0,0053)	-0,1591 (0,0181)	0,0246 ⁸ (-)	0,0663 (0,0081)	-	0,0066 (0,0019)
Ln (w_h)	-0,0084 (-)	-0,0767 (-)	0,0290 (-)	0,0000 (-)	0,0000 (-)	0,0028 (-)
Ln (w_f)	-	-0,0787 (0,0164)	0,0080 (0,0090)	-0,0109 (-)	-	0,0029 (0,0016)
Ln (w_i)	-	-	0,0176 (0,0104)	-0,0216 (0,0084)	-	-0,0075 (0,0027)
Ln (w_v)	0,0059 (0,0030)	-	-	-	-	-

Note: -: parameter insignifikant på 10 pct. niveau, (): standardafvigelse, (-): parameteren er prædetermineret i trin 1

Koefficienterne repræsenterer ændringen i en omkostningsandel ved en relativ ændring i den pågældende faktorpris. Fx vil en 1 pct. stigning i kvælstofprisen (w_n) medføre en ændring i handelsgødningsforbrugets andel af omkostningerne på $-0,0066$ pct.

⁸ Parameterværdien i tabellen stemmer ikke overens med den forudbestemte i note 7 fordi, at parameterværdierne i tabellen repræsenterer den endelige løsning under den "bløde" fortolkning, hvorimod beregningen i note 7 repræsenterer en af de indledende bindinger.

Med henblik på at vurdere den estimerede models statistiske egenskaber er i tabel 4.2 vist hhv. R^2 som indikator for modellens goodness-of-fit, en generaliseret Durbin-Watson diagnostic som indikator for eksistensen af autokorrelation, samt sandsynligheden fra en Breusch-Pagan Lagrange multiplier test som indikator for eksistensen af heteroskedasticitet i residualerne.

TABEL 4.2. **Statistiske egenskaber ved den estimerede model, heltids plantebrug på lerjord**

	R^2	generaliseret DW	Breusch-Pagan
Energi	0,598	2,022	0,000
Arbejdstimer	0,800	1,987	0,002
Handelsgødning	0,634	2,035	0,000
Pesticider	0,664	1,948	0,000
Maskinstation	0,887	2,095	0,006
Grovfoder	0,778	2,181	0,000

R^2 angiver hvor stor en andel af variation i de endogene variabler, der forklares af modellen. R^2 ligger for bedriftsgruppen heltids plantebrug på lerjord i intervallet 0,598-0,887, hvilket vurderes at være tilfredsstillende. Teststørrelserne for de resterende bedriftsgrupper afviger ikke meget fra resultatet for heltids plantebrug på lerjord, R^2 ligger for samtlige ligninger i intervallet 0,466-0,942 med et gennemsnit på 0,724.

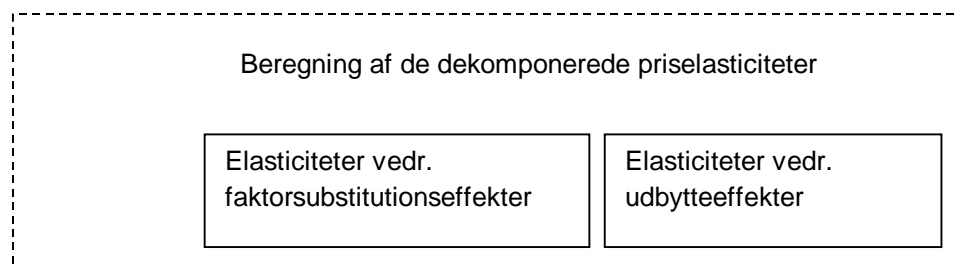
Generaliseret Durbin-Watson anvendes til test for autokorrelation, men bidrager ikke til en evt. bestemmelse af graden af autokorrelation i modellen. Teststørrelsens standard kriterium er 2. Man skal dog være opmærksom på, at Generaliseret Durbin-Watson er biased mod 2, når laggede endogene variable indgår i modellen, hvilket ikke er et problem her. For heltids plantebrug på lerjord ligger den generaliserede Durbin-Watson indikator i intervallet 1,948-2,181, mens den for de resterende bedriftsgrupper for samtlige ligninger ligger i intervallet 1,799-2,215 med et gennemsnit på 2,094. Indikatorerne for samtlige ligninger er centreret omkring 2, og der vurderes altså ikke at være problemer med autokorrelation i modellen.

Breusch-Pagans Lagrange multiplier test er anvendt til test for heteroskedasticitet af hensyn til testets robusthed. Sandsynligheden i tabellen angiver sandsynligheden for homoskedasticitet. Generelt afvises hypotesen om at residualerne er homoskedastiske på 10 pct-niveau. Kun for efterspørgselsligningen for arbejdstimer på deltidsbrug på lerjord og på svinebrug på sandjord godkendes hypotesen om homoskedastiske residualer på 5 pct-niveau. Problemet med heteroskedasticitet forekommer ofte i cross-section data og variationen på residualerne stiger som oftest med antallet af observationer. Problemet medfører, at OLS estimerterne er inefficente – dvs. at de ikke udnytter informationen i datagrundlaget optimalt.

4.3 Fortolkning af estimationsresultater som priselasticiteter

De foreliggende estimationsresultater anvendes til beregning af div. priselasticiteter jf. figur 4.1, der er et udsnit af figur 3.1. Resten af kapitel 4 og kapitel 5 omhandler udelukkende resultater, der refererer til faktorsubstitutionseffekterne.

FIGUR 4.1. **Oversigt over beregning af de dekomponerede priselasticiteter**



Elasticiteter mellem priserne på delkomponenter i gødnings- og pesticidforbruget og mængderne af de seks aggregerede faktorer, jf. omkostningsandelene, kan beregnes på baggrund af de estimerede parameterværdier (jf. tabel 4.1), omkostningsandelene og den forudsatte fordeling af hhv. gødnings- og pesticidomkostningerne (jf. tabel 3.5), samt formel (2-4) og (2-9) i kapitel 2. De beregnede priselasticiteter for heltids plantebrug på lerjord fremgår af tabel 4.3.

TABEL 4.3. **Priselasticiteter mellem delkomponenter og faktoraggregater, heltids plantebrug på lerjord, 1995**

	Energi	Arbejdstimer	Handelsgødning	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder
Kvælstofpris	0,087	0,087	-0,565	0,087	0,087	0,714
Fosforpris	-0,006	0,225	0,000	-0,294	0,028	-0,753
Kaliumpris	0,317	-0,262	0,000	0,601	0,029	1,298
Herbicidepris	-0,211	0,089	0,109	-0,371	0,085	1,492
Fungicidepris	0,014	-0,130	0,070	-0,200	0,014	0,578
Insekticidepris	0,015	0,015	0,138	-0,298	0,015	-1,418
Vækstreg. pris	0,124	0,002	0,002	-0,016	0,002	0,002

Kvælstof er normalt den begrænsende faktor i planteproduktionen. Udbyttefunktionen udviser typiske træk, dvs. voksende med aftagende marginaludbytte. Kvælstof er det næringsstof, som har størst betydning for udbyttens niveau af planteproduktionen og samtidig også det næringsstof, der generelt har størst betydning for kvaliteten af afgrøderne (Clausen, 1993).

For heltids plantebrug på lerjord medfører en 1 pct. stigning i kvælstofprisen et fald i efterspørgslen efter handelsgødning på 0,565 pct. og samtidig en stigning i efterspørgslen efter pesticider på 0,087 pct. ved givet produktionsomfang og –sammensætning. Dette giver en indikation af, at kvælstof og pesticider er substituering af produktionsfaktorer i planteproduktion. Det forekommer ikke urimeligt i forhold til praktisk planteproduktion. Der skal ikke i så høj grad beskyttes mod ukrudt, svampe og insekt angreb for at opnå et givet produktionsomfang, hvis afgrøderne er kraftigt gødske og som konsekvens heraf stærke i konkurrence med disse angreb. Hvis der gødskes mindre, må landmanden derimod forberede sig på, at afgrøderne i højere grad får brug for beskyttelse i form af sprøjtning med bekæmpelsesmidler. Desuden fører en kvælstofprisstigning til en stigning i indsatsen af energi og arbejdstimer. Dette skal formentlig ses som et udtryk for en effekt af, at landmanden forsøger at øge kvælstofudnyttelsen i husdyrgødning gennem en større indsats af bl.a. arbejdstimer og energi.

Fosfor og kalium er sjældent begrænsende faktorer i planteproduktionen. Udbyttefunktionerne konvergerer relativt hurtigt mod et stabilt udbytniveau, dvs. at marginaludbyttet er kraftigt aftagende og konvergerer mod nul.

Fosfor har stor betydning for rodudviklingen, og optagelse af tilstrækkelige mængder fosfor er derfor en forudsætning for normal vækst og udvikling. Er der mangel på fosfor til afgrøden, resulterer det i en negativ effekt både kvalitativt og kvantitativt (Clausen, 1993). En stigning i fosforprisen på 1 pct. påvirker ikke den samlede efterspørgsel efter handelsgødning for heltids plantebrug på lerjord.

Øget tilførsel af kalium fremmer generelt sukkerindholdet i de fleste afgrøder, og et højt sukkerindhold medfører generelt en øget foderoptagelse, hvis afgrøderne anvendes til husdyrfoder. I overvintrende afgrøder betyder et øget sukkerindhold også en bedre overvint-ringsevne. Kalium har endvidere betydning for indholdet af vitaminer og mineraler i planterne og dermed en biologisk værdi. Endelig har kalium også betydning for planternes indre struktur, og dermed for planternes modstandsdygtighed under transport, for kornafgrøderne har kalium en positiv indflydelse på stråstivheden (Clausen, 1993). Generelt må kalium siges at have en række positive effekter på diverse afgrøder, men er der for store mængder kalium til stede, kan der for nogle afgrøder foregå et luksusoptag af kalium på bekostning af andre næringsstoffer, hvilket får uheldige virkninger for planteproduktionen. En prisstigning på kalium påvirker ikke efterspørgslen efter handelsgødning. Samtidig viser resultaterne en stigning i pesticidforbruget ved en kaliumprisstigning.

Der er forskel på hvordan herbiciderne på den ene side og fungiciderne og insekticiderne på den anden side anvendes i planteproduktionen. Der sprøjtes både forebyggende og bekæmpende med herbicider, mens sprøjtning med fungicider og insekticider primært sker bekæmpende. Dvs. at udbyttefunktionen for herbicider i højere grad end for de andre to pesticider udviser typiske træk for udbyttefunktionen; voksende med aftagende marginaludbytte. Anvendelsen af fungicider og insekticider kan i højere grad forventes at have præg af et stokastisk forløb, hvor udbyttet af behandlingen og efterspørgslen i højere grad afhænger af det aktuelle års angrebspres. Der er derfor ikke nødvendigvis en positiv sammenhæng mellem pesticidindsats og observeret udbyttens niveau. Man kunne derfor også forvente, at det for disse to pesticidgrupper er relativt vanskeligt at estimere priselasticiteter, som lever op til teoretisk baserede forventninger.

For heltids plantebrug på lerjord medfører en 1 pct. prisstigning på herbiciderne et fald i efterspørgslen efter pesticider på 0,371 pct. og samtidig en stigning i efterspørgslen efter handelsgødning på 0,109 pct. Sammenhængen fortolkes som ovenfor, idet der er mulighed for at substituere mellem herbicider og handelsgødning. Endvidere opstår der et mindre fald i efterspørgslen efter energi og en stigning i efterspørgslen efter arbejdstimer som konsekvens af en prisstigning på herbicider. I forhold til praktisk planteproduktion virker resultatet ikke urimeligt, idet man kan forstille sig en substitutionsadfærd mellem kemisk og mekanisk ukrudtsbekæmpelse (repræsenteret ved bl.a. arbejdstimer), men på den anden side en komplementaritet, idet sprøjtning kræver indsats af energi og arbejdskraft. For arbejdskraft synes substitutionseffekten at dominere, mens det modsatte er tilfældet for energi.

Alt andet lige medfører en 1 pct. prisstigning på fungicider og insekticider for heltids plantebrug på lerjord et fald på henholdsvis 0,200 pct. og 0,298 pct. i efterspørgslen efter pesticider. For begge pesticider gælder det, som ovenfor antydnet, at prisseffekten på efterspørgslen ikke bør tillægges samme fortolkningsmæssige vægt som for fx herbiciderne.

Prisændringer på vækstregulerende midler (stråforkortningsmidler) har generelt små effekter på faktorsammensætningen i kraft af midlernes relativt begrænsede vægt i bedrifternes omkostningsstruktur. Der er en svagt negativ effekt på pesticidforbruget og svagt positive effekter på forbruget af handelsgødning, arbejdstimer og energi.

I forbindelse med fortolkning af resultaterne i tabel 4.3 er det væsentligt at holde sig for øje, at elasticiteten repræsenterer faktorsubstitutionsadfærd for givne udbyttens niveauer og givet arealanvendelse, husdyrhold og kapitalindsats. Elasticiteten repræsenterer således den omkostningsminimerende faktorsubstitution, hvis produktionen skal opretholdes.

En prisændring for en af delkomponenterne medfører relativt store ændringer i efterspørgslen efter grovfoder. Det skyldes formentlig, at indkøbet af grovfoder på plantebrugene er meget begrænset, hvorfor store procentvis ændringer repræsenterer ret små absolutte ændringer i mængden, men også, at datagrundlaget vedr. grovfoderproduktion på bedriftsgruppen heltids plantebrug på lerjord er meget spinkelt og derfor behæftet med usikkerhed.

I rapportens bilag A er vist tilsvarende resultater for de øvrige 7 bedriftstyper. Hovedtrækene i de økonomiske adfærdsparametre for plantebrug på lerjord genfindes hos plantebrug på sandjord samt deltidsbrugene (som strukturmæssigt ofte ligner plantebrugene). Derimod adskiller resultaterne for kvæg- og svinebrugene sig mere markant fra plantebrugene og fra hinanden, navnlig mht. gødningseffekter af en kvælstofprisændring.

Den højere husdyrtæthed på husdyrbrug skulle forventeligt føre til bedre substitutionsmuligheder mellem næringsstoffer i henholdsvis handels- og husdyrgødning, hvilket igen skulle afspejle sig i numerisk større elasticiteter med hensyn til handelsgødningspriserne. Beregningerne synes imidlertid ikke entydigt at vise en sådan større substitutionsmulighed. En forklaring herpå kunne være, at husdyrbrugene i forvejen har udnyttet alle økonomisk relevante muligheder for at maksimere udnyttelsen af husdyrgødning, hvorfor deres tilpasningsmuligheder ikke er større end plantebrugenes.

En anden forklaring kan være at husdyrbrugene generelt har en anden afgrødesammensætning end plantebrugene, og dermed også andre tilpasningsmuligheder. Afgrødesammensætningen for plante- og kvægbrug adskiller sig specielt grundet kvægbrugenes væsentlige grovfoderproduktion. De fleste grovfoder afgrøder (med undtagelse af foderroer) er særdeles afhængige af tilstrækkelig kvælstof tilførsel. I den udstrækning, mulighederne for tilpasninger af faktorsammensætningen (herunder substitution mellem kunstgødning og andre indsatsfaktorer) i dyrkningen af grovfoder er mindre end for andre afgrøder, vil dette trække i retning af en lavere Hicks egenpriselasticitet for gødning. Samtlige grovfoder afgrøder gødes primært med husdyrgødning, der normalt dækker behovet for de forskellige næringsstoffer (med undtagelse af majs, der som oftest har behov for supplerende handelsgødning). Generelt er der endvidere mindre behov for bekæmpelsesmidler i grovfoderproduktionen end i produktionen af salgsafgrøder. Elasticitetsberegningerne bekræfter i nogen grad ovenstående, både effekten af en kvælstofprisændring på handelsgødningsefterspørgslen og effekten af en herbicidprisændring på pesticidefterspørgslen er numerisk mindre for kvægbrug end for plantebrug. Afgrødesammensætningen på plantebrug og svinebrug adskiller sig ikke i helt så udpræget grad, og resultaterne er også væsentligt mindre entydige.

Endelig betyder gødnings- og pesticidomkostningerne formentlig relativt lidt på husdyrbrugene i forhold til på plantebrugene, og det kan derfor formodes, at den overordnede økonomiske optimering på husdyrbrug indebærer en mindre vægt på gødnings- og pesticidoptimering end på plantebrugene.

Beregningen af elasticiteterne bygger på en forudsætning om, at faktor aflønningerne svarer til værdien af de respektive produktionsfaktorerers marginalprodukt. Da hovedparten af arbejdskraften på en landbrugsbedrift ofte udbydes af bedriftens ejer (og dermed til dels er quasi-fast) er der imidlertid ingen garanti for, at han på kort sigt oppebærer en marginal aflønning svarende til markedsværdien. Hvis afvigelsen mellem marginal aflønning til arbejdskraft og markedsværdien har været korreleret med gødnings- og pesticidpriserne, kan det have skævvredet de estimerede elasticiteter.

Det kan heller ikke udelukkes, at den estimerede model ikke i tilstrækkeligt omfang tager højde for bl.a. den teknologiske udvikling i den betragtede estimationsperiode. I det omfang, den teknologiske udvikling har ført til en ændret sammensætning af fx handelsgødning og arbejdskraft (for givne prisforhold) vil det påvirke de estimerede priselasticiteter. Det må således formodes, at den teknologiske udvikling gennem de seneste 20-30 år hovedsagelig har rettet sig imod arbejdskraftbesparelser, og kun sekundært mod besparelser på andre produktionsfaktorer. Den teknologiske udvikling er i estimationen modelleret ved en lineær trend variabel. I det omfang, den teknologiske udvikling ikke er forløbet lineært – enten fordi total faktorproduktiviteten eller fordi de ”partielle” faktorproduktiviteter (fx arbejds-, gødnings- eller pesticidproduktiviteten) ikke har udviklet sig lineært – og at disse afvigelser fra en lineær trend har været korreleret med gødnings- eller pesticidpriserne, kan det have påvirket de fundne resultater. Det skal bemærkes, at især pesticiderne har gennemgået en større udvikling i estimationsperioden.

Generelt tyder estimationsresultaterne således på, at en prisstigning på kvælstof øger efterspørgslen efter alle de øvrige indsatsfaktorer på bekostning af handelsgødning. En prisstigning på fosfor øger generelt efterspørgslen efter arbejdskraft og reducerer efterspørgslen efter energi og handelsgødning, mens en kaliumprisstigning reducerer arbejdskraftefterspørgslen og øger efterspørgslen efter energi, pesticider og maskinstation⁹.

⁹ Sidstnævnte resultat kan være præget af, at det i en række tilfælde har været nødvendigt at lægge restriktioner på kaliumparameteren i gødningsligningen, da det ellers ville føre til det kontra-intuitive resultat, at en kaliumprisstigning ville øge gødningsefterspørgslen.

Prisstigninger på herbicider fører til fald i den samlede pesticidefterspørgsel og genererer en stigning i handelsgødningefterspørgslen. Det hænger sammen med, at en udbyttenedgang som følge af højere ukrudts- og sygdomstryk til dels kan opvejes ved en større gødningsindsats. Endvidere medfører prisstigninger generelt en stigende efterspørgsel efter maskinstation og grovfoder, mens efterspørgslen efter arbejdstimer og pesticider aftager. En prisstigning på fungicider medfører generelt en større efterspørgsel efter energi, arbejdstimer, pesticider og grovfoder. Effekterne af prisstigninger på insekticider er mindst entydige, hvilket formentlig skyldes at insekticidanvendelsen i højere grad udføres af stokastiske forhold frem for prisforholdene. For insekticiderne medfører en prisstigning generelt stigende efterspørgsel efter energi, arbejdstimer, maskinstation og grovfoder, mens efterspørgslen efter handelsgødning og pesticider er aftagende.

Foretages sammenligningen på den anden led, viser det sig, at konklusionerne mht. pesticiderne på ingen måde er lige så entydige som for handelsgødning. Det rodede billede udspringer formentlig af, at udvikling inden for pesticiderne slører billedet samtidig med, at en del af pesticidanvendelsen som nævnt forekommer mere tilfældig, hvor udbyttet af behandlingen og efterspørgslen i højere grad afhænger af det enkelte års smittepres end priserne.

5. Krydspriselasticiteter mellem delkomponenter indenfor det enkelte faktoraggregat

De beregnede priselasticiteter i afsnit 4.3 belyser effekterne af ændringer i de disaggregerede gødnings- og pesticidpriser på forbruget af modellens produktionsfaktorer for forskellige bedriftsgrupper. Elasticiteterne siger imidlertid ikke noget om mængdeeffekterne indenfor faktoraggregaterne handelsgødning og pesticider, fx en kvælstofprisstignings effekt på forbruget af fosfor. Umiddelbart giver de økonometriske estimationsresultater heller ikke mulighed herfor. Dels er der behov for estimater af krydsparametrene (α 'erne) mellem de enkelte delkomponenter (fx mellem kvælstof og fosfor), og dels er der behov for data vedr. fordelingen af de aggregerede gødnings- eller pesticidomkostninger. Sidstnævnte behov kan imødekommes med fordelingsnøglerne konstrueret i afsnit 3.1, mens der ikke umiddelbart foreligger disaggregerede parameterestimater.

Skøn for de indbyrdes priselasticiteter mellem delkomponenterne indenfor et faktoraggregat kan dog beregnes ved at supplere de ovenstående parameterestimater med yderligere forudsætninger, jf. figur 3.1. I det følgende gennemføres en sådan beregning med udgangspunkt i forudsætninger om produktionsteknologiernes struktur samt i enkelte tilfælde a priori forventninger til enkelte af priselasticiteterne.

Som omtalt i afsnit 2.2 og 3.2 svarer de estimerede α - og β -koefficienter i efterspørgselsligningerne for hhv. gødning og pesticider til summen af de tilsvarende koefficienter i de underliggende efterspørgselsligninger for hhv. gødnings- og pesticidkomponenterne. Fx repræsenterer den estimerede koefficient til kvælstofprisen i gødningsefterspørgselsligningen summen af koefficienterne til kvælstofprisen i hhv. kvælstof-, fosfor- og kaliumefterspørgselsligningen:

$$(5-1) \quad \alpha_{g_n^g} = \alpha_{g_n^g} + \alpha_{g_p^g} + \alpha_{g_k^g} .$$

En sådan sammenhæng mellem estimationsresultaterne og de underliggende parametre er gældende for samtlige delkomponenter i hver af de to faktoraggregater. Dette giver tre oplysninger vedrørende de 9 indbyrdes parametre i gødningsefterspørgslen, og 4 oplysninger vedrørende de 16 indbyrdes parametre i pesticidefterspørgslen.

Parametrene i de underliggende (disaggregerede) efterspørgselsfunktioner skal fortsat overholde de økonomiske egenskaber for en omkostningsfunktion. Der antages således at være symmetri inden for systemet, hvilket fx indebærer at

$$(5-2) \quad \alpha_{g_n^g} = \alpha_{g_p^g} .$$

Dvs. at fx parameteren til fosforprisen i den underliggende kvælstofefterspørgselsligning skal svare til parameteren til kvælstofprisen i den underliggende fosforefterspørgselsligning. Symmetribetingelsen giver for gødningskomponenterne 3 oplysninger vedr. de 9 indbyrdes parametre, og for pesticiderne 6 oplysninger.

Sum- og symmetribetingelserne giver for gødning og pesticider således hhv. 6 og 10 informationer til bestemmelse af hhv. 9 og 16 parametre. Der er således behov for yderligere 3 og 6 mere specifikke forudsætninger for at kunne bestemme parametrene til beskrivelse af hhv. gødningsstofferne og pesticidgrupperne indbyrdes substitution.

5.1 Specifikke forudsætninger for disaggregerede priselasticiteter

I det følgende beskrives de anvendte specifikke forudsætninger og de indbyrdes priselasticiteter, som er resultat af disse forudsætninger. Det bemærkes, at der hidtil er anvendt dobbelt fodtegn til indikation af delkomponenterne indenfor et faktoraggregat. Denne notation forenkles gennem det næste afsnit, hvor fodtegnet indikerer den enkelte delkomponent; n for

kvælstof, p for fosfor, k for kalium, h for herbicid, f for fungicid, i for insekticid og v for vækstregulator.

Indbyrdes sammenhænge mellem kvælstof, fosfor og kalium

Ved disaggregeringen af parametrene i gødningsefterspørgslen er der gjort følgende a priori forudsætninger omkring de indbyrdes sammenhænge mellem henholdsvis kvælstof, fosfor og kalium baseret på agronomiske betragtninger.

i) For det første antages der at være separabilitet mellem på den ene side kvælstof og på den anden side fosfor og kalium – dvs. at det forudsættes, at den relative mængdesammensætning af forbruget af fosfor og kalium ikke påvirkes af prisen på kvælstof. Dette indebærer, at en prisstigning på kvælstof forudsættes at slå procentuelt lige hårdt igennem på de anvendte mængder af fosfor og kalium. Antagelsen har i nærværende translog-sammenhæng implikationen

$$\frac{\partial x_p}{\partial w_n} \frac{w_n}{x_p} = \frac{\partial x_k}{\partial w_n} \frac{w_n}{x_k} \Rightarrow$$
$$(5-3) \quad \frac{\alpha_{np}}{S_p} = \frac{\alpha_{nk}}{S_k}.$$

Dvs. at der er en direkte proportional sammenhæng mellem α_{np} - og α_{nk} -koefficienterne, svarende til forholdet mellem fosfors og kaliums respektive andele af omkostningerne.

ii) For det andet antages der at være en Leontief-sammenhæng mellem fosfor og kalium. Dvs. at den partielle krydspriselasticitet mellem disse to produktionsfaktorer (hvis alle andre faktormængder holdes konstant) er lig nul. I en translog omkostningsfunktion kan denne forudsætning vises at have implikationen (Jensen et al., 1999)

$$\frac{\partial x_k}{\partial w_p} \frac{w_p}{x_k} = \frac{\alpha_{pk}}{S_k} + \frac{S_p}{S_p + S_k} = 0 \quad \text{og} \quad \frac{\partial x_p}{\partial w_k} \frac{w_k}{x_p} = \frac{\alpha_{pk}}{S_p} + \frac{S_k}{S_p + S_k} = 0 \Rightarrow$$
$$(5-4) \quad \alpha_{pk} = -\frac{S_p S_k}{S_p + S_k}.$$

Separabilitets- og Leontief-antagelserne indebærer tilsammen 2 parameterrestriktioner til bestemmelse af de 9 indbyrdes substitutionsparametre indenfor gruppen af gødningsstoffer, udover de ovennævnte 6 betingelser. Der resterer således kun fastlæggelse af yderligere én parameterbetingelse, før de indbyrdes substitutionsparametre entydigt kan bestemmes og krydspriselasticiteterne mellem gødningskomponenterne beregnes.

iii) I det følgende gøres antagelse om størrelsen på egenpriselasticiteten for kalium. Det antages indledningsvis at denne er negativ, grundet konkavitetsbetingelsen for omkostningsfunktionen, og tæt på nul. Af udbyttefunktioner for kalium ses det, at udbyttekurven relativt hurtigt konvergerer mod et stabilt udbytte, kalium skal være tilstede i en minimums mængde, hvorefter næringsstoffet kun i de færreste tilfælde bidrager til et merudbytte. Det vurderes på denne baggrund at være en rimelig forudsætning, at egenpriselasticiteten på kalium skal være lille.

Som udgangspunkt er egenpriselasticiteten for kalium eksogent fastsat til $-0,010^{10}$, men under den *bløde* fortolkning har det i en række tilfælde været nødvendigt at justere på a priori forventningen til egenpriselasticitetens størrelse for at sikre ikke-positive disaggregerede egenpriselasticiteter¹¹.

Givet de nævnte forudsætninger om teknologien og dens implikationer for parametersammenhængene kan systemet af ligninger for de indbyrdes substitutionsparametre indenfor gruppen af gødningsstoffer løses. Matricen af elasticiteter for bedriftsgruppen heltids plantebrug på lerjord fremgår af tabel 5.1.

TABEL 5.1. **Disaggregerede priselasticiteter for gødning, heltids plantebrug på lerjord, 1995**

	Kvælstof	Fosfor	Kalium
Kvælstofpris	-1,245	0,477	0,477
Fosforpris	0,155	-0,000	-0,467
Kaliumpris	0,158	-0,476	-0,010

¹⁰ Jf. formel (2-3) og tabel 3.5 indebærer dette for heltidsplantebrug på lerjord at

$$\alpha_{kk} = (1 - \varepsilon_{kk} - S_k) \cdot S_k = (1 - 0,01 - 0,029) \cdot 0,029 = 0,028.$$

¹¹ Der er foretaget følsomhedsanalyse vedr. elasticitetens størrelse, og det viser sig, at den præcise størrelse kun har en marginal betydning for de andre resultater. Den observerede variation vurderes at være rimelig i forhold til de usikkerheder resultaterne ellers må tilskrives.

Separabilitetsforudsætningen mellem kvælstof på den ene side og fosfor og kalium på den anden medfører som nævnt identiske procentvise effekter på fosfor- og kaliumforbruget ved en prisændring på kvælstofgødning. Resultaterne indikerer ganske store tilpasningsmuligheder i forhold til kvælstofprisændringer. Der er ifølge resultaterne substitution mellem kvælstof på den ene side og fosfor og kalium på den anden. Komplementariteten mellem fosfor og kalium i tabellen er en del af de anvendte forudsætninger, så der kan ikke på nærværende baggrund drages konklusioner desangående.

Iflg. Burrell (1989) er der stor variation mellem de i litteraturen estimerede priselasticiteter for kvælstof- og øvrig gødningsefterspørgsel. Der er endvidere stor variation i de data- og metodemæssige tilgange til estimationerne. Et af de studier hvor præmisserne ligger nærmest på præmisserne i nærværende analyse er Boyle (1982), hvor efterspørgselselasticiteterne er estimeret for de forskellige gødningskomponenter på aggregerede data med udgangspunkt i situationen i Irland i 1978/79. Boyle når frem til en elasticitetsmatrix, hvor resultaterne minder en del om resultaterne i tabel 5.1. Der opnås en relativt høj egenpriselasticitet på kvælstof – dog ikke så høj som her¹² (-0.76), substitution mellem kvælstof på den ene side og fosfor og kalium på den anden og komplementaritet mellem fosfor og kalium. Man skal dog være varsom med at drage for håndfaste konklusioner på baggrund af denne sammenligning, da Boyles resultater som nævnt refererer til et tidspunkt, der ligger 17 år forud for vore resultater, og ikke mindst på grund af de geografiske og landbrugsstrukturelle forskelle mellem landbruget i Danmark og Irland.

Indbyrdes sammenhænge mellem herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer

Ligesom ved beregningen af krydspriseffekter mellem de forskellige gødningskomponenter er der også ved pesticiderne behov for supplerende forudsætninger. Konkret behøves der 6 yderligere forudsætninger vedrørende pesticidanvendelses adfærden for at kunne beregne det samlede system af priselasticiteter indenfor gruppen af pesticider. Ved disaggregeringen af parametrene for pesticidefterspørgslen er der gjort følgende a priori forudsætninger omkring de indbyrdes sammenhænge mellem henholdsvis herbicider, fungicider, insekticider og vækstregulatorer.

i) For det første antages der at være separabilitet mellem herbicidforbruget på den ene side og de øvrige 3 pesticider på den anden. Begrundelsen for en sådan antagelse er, dels at ukrudtsbekæmpelse må formodes i højere grad at ske forebyggende end tilfældet er for syg-

¹² Boyle's elasticitetsestimater for kvælstof er dog numerisk større i årene forud for 1978/79.

doms- og insektbekæmpelse og dels at herbicidbehandlinger kan betragtes som et alternativ til mekanisk ukrudtsbekæmpelse, mens behandlinger med fungicider og insekticider formentlig i mindre grad har kunnet erstattes af andre bekæmpelsesformer i den betragtede estimationsperiode. En tilsvarende antagelse har i øvrigt været anvendt i Jacobsen et al. (1999), med udspring i konsultation med den agronomiske ekspertise på området. Separabilitetsantagelsen indebærer, at en prisændring på herbicider har en proportional effekt på de øvrige pesticider – krydspriselasticiteterne med hensyn til en herbicidprisændring er ens for de tre. Analogt med udledningen ovenfor i relation til gødningsstoffer indebærer separabilitetsantagelsen, at forholdet mellem α_{hf} -, α_{hi} - og α_{hv} -koefficienterne skal svare til forholdet mellem de respektive pesticidkomponenters andele af omkostningerne

$$(5-5) \quad \frac{\alpha_{hf}}{S_f} = \frac{\alpha_{hi}}{S_i} = \frac{\alpha_{hv}}{S_v} .$$

ii) For det andet antages det indenfor gruppen af fungicider, insekticider og vækstregulatorer, at der er separabilitet mellem insekticider på den ene side og fungicider og vækstregulatorer på den anden. Den parametermæssige implikation af denne antagelse er

$$(5-6) \quad \frac{\alpha_{if}}{S_f} = \frac{\alpha_{iv}}{S_v} .$$

iii) For det tredje antages der at være en Leontief-sammenhæng mellem indsatsen af fungicider og vækstregulatorer, hvilket indebærer, at de partielle krydspriselasticiteter mellem de to faktorer er lig nul, jf. diskussionen ovenfor vedrørende sammenhængen mellem fosfor og kalium. Dette har implikationen

$$(5-7) \quad \alpha_{fv} = -\frac{S_f S_v}{S_f + S_v} .$$

Antagelserne i (5-5), (5-6) og (5-7) indebærer i alt 4 betingelser på substitutionsparametrene, som sammen med de ovennævnte sum- og symmetribetingelser giver i alt 14 ligninger til bestemmelse af de 16 disaggregerede pesticidparametre. For at kunne disaggregere parametrene er der således behov for yderligere 2 uafhængige betingelser på pesticidparametrene.

iv) I det følgende gøres antagelser om størrelserne på egenpriselasticiteterne for hhv. herbi-

cider og insekticider med udgangspunkt i resultaterne fra et litteraturstudie (Christensen et al., 1999) af forskellige estimater af egenpriselasticiteter på de enkelte pesticidgrupper. Selv om der er stor variation i de estimater, som er opnået i litteraturen, forudsættes i det følgende som udgangspunkt egenpriselasticiteter på $-0,50$ ¹³ for efterspørgslen efter herbicider og $-0,25$ for insekticider. Under den *bløde* fortolkning har det dog været nødvendigt i en række tilfælde at justere på a priori forventningerne for at sikre ikke-positive disaggregerede egenpriselasticiteter¹⁴.

Egenpriselasticiteterne for hhv. herbicider og insekticider kan så indsættes i ligningssystemet til entydig bestemmelse af substitutionsparametrene vedr. pesticidforbruget. Med de nævnte forudsætninger kan matricen af indbyrdes priselasticiteter indenfor gruppen af pesticider beregnes, og resultaterne heraf for heltids plantebrug på lerjord fremgår af tabel 5.2.

TABEL 5.2. Disaggregerede priselasticiteter for herbicider, fungicider og insekticider, heltids plantebrug på lerjord, 1995

	Herbicider	Fungicider	Insekticider
Herbicidpris	-1,500	2,768	2,768
Fungicidpris	0,451	-0,057	-4,015
Insekticidpris	0,478	-4,249	-0,500

Som nævnt er egenpriselasticiteterne for herbicider og insekticider som udgangspunkt eksogen fastsat til at være henholdsvis $-0,50$ og $-0,25$. For bedriftsgruppen heltids plantebrug på lerjord har det imidlertid været nødvendigt at justere egenpriselasticiteten for herbicider til $-1,5$ og egenpriselasticiteten for insekticider ned til $-0,5$, for at undgå, at egenpriselasticiteten på fungicid-efterspørgslen blev positiv. Separabilitet mellem herbicider og de øvrige pesticidgrupper medfører en identisk krydspriseffekt mellem herbicidprisen og de øvrige faktormængder – der er en komplementær sammenhæng.

¹³ Jf. formel (2-3) og tabel 3.5 indebærer dette for heltidsplantebrug på lerjord at

$$\alpha_{hh} = (1 + \varepsilon_{hh} - S_h) \cdot S_h = (1 - 0,500 - 0,085) \cdot 0,085 = 0,035$$

$$\alpha_{ii} = (1 + \varepsilon_{ii} + S_i) \cdot S_i = (1 - 0,250 - 0,015) \cdot 0,015 = 0,011$$

¹⁴ Der er også foretaget følsomhedsanalyse vedr. herbicid- og insekticid-elasticiteternes størrelser, og det skal i den forbindelse bemærkes, at de disaggregerede resultater afhænger stærkt af disse. Den observerede variation vurderes dog ikke at være urimelig i forhold til de usikkerheder resultaterne ellers må tilskrives.

Generelt er priselasticiteterne knap så følsomme overfor ændringer i egenpriselasticiteten for insekticider som overfor ændringer i egenpriselasticiteten for herbicider, det skyldes formentlig det forhold at en væsentlig større andel af de samlede omkostninger til pesticider går til indkøb af herbicider. Endvidere har herbiciderne en mere central placering i den forudsatte indbyrdes struktur mellem de forskellige pesticider.

Omkostningsandele til faktorkomponenterne er bestemt på baggrund af fordelingsnøglerne omtalt i afsnit 3.1, og disse har derfor indflydelse på ovenstående resultater. Generelt gælder det, at jo større omkostningsandelen er for den enkelte delkomponent indenfor et faktoraggregat, jo større effekt har priserne på efterspørgslen – jo større er den absolutte elasticitet. Men generelt er forskydningerne mindre voldsomme. Ændres omkostningsandelen til kvælstof fx 10 pct. og fordeles ændringen proportionalt mellem fosfor og kalium, så er ændringerne hverken i priselasticiteterne i tabel 4.3 eller i de disaggregerede priselasticiteter i tabel 5.1 væsentlige. Primært bemærkes det, at der ikke ændres på substitutions- og komplementaritetsforholdene. Priselasticiteterne mht. pesticiderne er upåvirket af fordelingen af gødningsomkostningerne og omvendt.

Det gælder selvfølgelig, at de disaggregerede resultater i tabel 5.1 og 5.2 mht. faktoraggregaterne gødning og pesticider afspejler de bagvedliggende antagelser om teknologien. Resultaterne afhænger - foruden af omkostningsandelene - af antagelserne både omkring teknologien, men også af antagelserne om enkelte priselasticiteters præcise størrelse. På trods af usikkerheder omkring disse antagelser konkluderes det, at der generelt syntes at være ganske store tilpasningsmuligheder indenfor faktoraggregaterne, hvor de kvalitative resultater bør tillægges større vægt end de kvantitative.

6. Estimationsresultater for udbytteeffekter

I beregningen af priselasticiteter relateret til udbyttensniveau i de forskellige afgrøder - jf. formel (2-11) og (2-12) - anvendes data for udbytteandele (forholdet mellem økonomisk bruttoudbytte fra de forskellige driftsgrene og samlede variable omkostninger). Af tabel 6.1 fremgår for 1995 de gennemsnitlige udbytteandele, beregnet på baggrund af de bedrifter hvor driftsgrenen er repræsenteret.

For plantebrug på lerjord svarer bedrifternes gennemsnitssalg af vårbyg til 20,5 pct. af bedrifternes samlede variable omkostninger i 1995 – hvis bedrifterne producerer vårbyg. Som udgangspunkt bør summen af de viste kvotienter mellem udbytte og omkostninger være større end én indenfor de respektive bedriftsgrupper, for at værdien af det samlede brutto-udbytte overstiger de samlede variable omkostninger. Denne forudsætning er opfyldt for alle 8 bedriftsgrupper. På plantebrug er kvotienterne relativt høje for de vegetabiliske produktionsgrene, mens kvotienterne på kvæg- og svineproduktion er relativt høje for hhv. kvæg- og svinebrug. For deltidsbrugene fordeler indtjeningen sig mere jævnt over samtlige produktionsgrene.

TABEL 6.1. **Bruttoudbytte i forhold til samlede variable omkostninger, 1995**

	Plantebrug		Kvægbrug		Svinebrug		Deltidsbrug	
	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord	Lerjord	Sandjord
Vårbyg	0,205	0,249	0,070	0,081	0,072	0,083	0,266	0,266
Vinterbyg	0,120	0,184	0,058	0,035	0,072	0,052	0,207	0,181
Hvede	0,407	0,256	0,080	0,061	0,137	0,089	0,297	0,340
Ærter	0,064	0,105	0,007	0,025	0,026	0,024	0,037	0,140
Raps	0,105	0,101	0,029	0,018	0,032	0,025	0,162	0,078
Kartofler	0,152	0,537	-	0,141	0,017	0,150	-	0,429
Sukkerroer	0,506	-	0,121	0,114	0,114	-	0,403	-
Mælk	0,577	-	1,019	0,981	-	0,334	-	0,488
Andet kvæg	0,270	0,182	0,166	0,230	0,015	0,070	0,152	0,218
Svin	0,536	0,479	0,138	0,165	1,229	1,171	0,465	0,532
Fjerkræ	0,008	0,001	0,109	0,005	0,564	0,268	0,055	0,003

I den følgende præsentation er der lagt vægt på resultaterne fra heltids plantebrug på lerjord, mens resultater for de øvrige bedriftsgrupper er gengivet i bilag B og C.

6.1 Estimationsresultater

Estimationen af udbytteligningerne er foretaget under antagelse af, at producenterne udover at omkostningsminimere for givet produktion også profitmaksimerer, jf. den teoretiske beskrivelse i afsnit 2.3. I estimationen er der endvidere taget hensyn til symmetrien i forhold til faktorefterspørgselsligningerne, jf. diskussionen i afsnit 2.3.

Ligning (3-4) er estimeret for hver enkelt afgrøde som enkeltligningsmodeller i overensstemmelse med metoden beskrevet i afsnit 3.2. De estimerede koefficienter i estimationens *andet* trin for heltids plantebrug på lerjord fremgår af tabel 6.2.

Koefficienterne repræsenterer ændringerne i forholdet mellem udbytte- og omkostningsniveau. Fx vil en 1 pct. stigning i kvælstofprisen medføre et fald i udbyttensniveauet for hvede, der er 0,033 pct. større end faldet i omkostningsniveauet¹⁵, mens en 1 pct. stigning i fosforprisen medfører et fald i udbyttensniveauet, der er 0,033 pct. mindre.

¹⁵ Et fald i omkostningsniveau kan godt være negativt.

TABEL 6.2. **Estimerede koefficienter i udbytteligninger for heltids plantebrug på lerjord**

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-	-0,009 (-)	-0,033 (-)	-	-0,012 (-)	-	-0,014 0,070
Fosforpris	0,005 (-)	-0,003 (-)	0,033 (-)	0,002 (-)	-0,004 (-)	0,001 (-)	-0,013 (-)
Kaliumpris	-0,005 (-)	-0,003 (-)	-	-0,002 (-)	-0,004 (-)	-	0,027 0,076
Herbicidpris	-0,016 (-)	-0,008 (-)	0,006 (-)	0,002 (-)	-0,009 (-)	-0,001 (-)	-0,041 (-)
Fungicidpris	-	-0,002 (-)	-0,006 (-)	-	-0,002 (-)	-	-0,007 (-)
Insekticidpris	-	-0,001 (-)	-	-	-0,002 (-)	-	-0,007 (-)
Vækstreg.pris	0,013 (-)	0,000 (-)	-	-	0,000 (-)	-	0,052 (-)

Note: -: parameteren insignifikant på 10 pct. niveau, (): standardafvigelse, (-): parameteren er prædetermineret.

6.2 Fortolkning af estimationsresultater som priselasticiteter

De foreliggende estimationsresultater anvendes til beregning af div. priselasticiteter jf. figur 4.1, der er et udsnit af figur 3.1. Kapitel 6 omhandler udelukkende resultater, der refererer til udbytteeffekterne.

De estimerede koefficienter kan anvendes i formlerne (2-11) og (2-12) til beregning af elasticiteter mellem faktorpriser og udbytt niveauer eller mellem udbytt niveauer og faktorefterspørgsler. Tabel 6.3 viser estimater for krydspriselasticiteterne mellem de respektive disaggregerede faktorpriser og udbytt niveauerne for forskellige afgrødegrupper.

TABEL 6.3. **Udbyttepriselasticiteter, heltids plantebrug på lerjord, 1995**

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,046	0,000	0,000	-	0,000	-0,100	-0,508
Fosforpris	-0,032	0,000	-0,321	-0,132	0,000	-0,043	0,000
Kaliumpris	0,000	0,000	-0,081	0,000	0,000	-0,034	-0,876
Herbicidpris	0,000	0,000	-0,288	-0,219	0,000	-0,091	0,000
Fungicidpris	-0,009	0,000	0,000	-0,035	0,000	-0,027	0,000
Insekticidpris	-0,009	0,000	-0,042	-0,028	0,000	-0,014	0,000
Vækstreg. pris	-	0,000	-0,006	-	-	-	-

Note: Elasticiteterne er alene beregnet for de bedrifter, hvor driftsgrenen er repræsenteret.

Fortolkningen af krydspriselasticiteten, dvs. faktorpriseffekten på udbytteneiveauet, (fx mht. kvælstofprisen) er næsten analog til den fortolkning, som kan anlægges i forhold til analyser af eksperimentelt baserede udbyttefunktioner (fx Rude, 1992). Der er dog den forskel, at der i nærværende krydspriselasticiteter er taget hensyn til de udbytteeffekter, som skyldes ændret faktorsammensætning forårsaget af ændrede relative faktorpriser. Krydspriselasticiteterne er almindeligvis negative, da en prisstigning på en produktionsfaktor forventes at reducerer udbytteneiveauet, og det har derfor været nødvendigt at supplere estimationerne med nogle ekstra bindinger for at sikre denne sammenhæng¹⁶. En kvælstofprisstigning på 1 pct. medfører således en udbyttenedgang på 0,046 pct. i vårbyg, 0,100 pct. i kartofler og 0,508 pct. i sukkerroer, mens prisstigningen ikke påvirker udbyttet i vinterbyg, hvede og raps. Generelt har der været problemer med at estimere udbytteelasticiteter for kartofler på lerjord og sukkerroer på sandjord, hvilket naturligvis skyldes afgrødernes ringe repræsentation i de aktuelle bedriftsgrupper.

Det har været nødvendigt at prædeterminere samtlige parametre for at sikre ikke-positive udbytteelasticiteter for hhv. vinterbyg og raps på heltid plantebrug på lerjord. Problemerne med vinterbyg og raps går igen for næsten samtlige bedriftsgrupper jf. bilag B. En forklaring herpå kan være, at der i løbet af estimationsperioden er sket en produktionsforskydning. Produktionsforskydningen medfører, at selvom produktprisen har været aftagende, så har udbyttet for vinterbyg og raps ikke været tilsvarende aftagende, tværtimod. Rapsproduktionen er eksempelvis forskudt fra (relativt lavt ydende) vårraps mod (relativt højt ydende) vinterraps. For vinterbyg gælder det endvidere, at antallet af observationer er begrænset, hvorfor tilfældige udsving kan få misvisende betydning på elasticiteterne.

Generelt har det kun givet mening at estimere udbyttepriselasticiteter for vækstregulatorer i vinterbyg og hvede, da det er de eneste repræsenterede produkter, for hvilke denne produktionsfaktor er relevant. Tilsvarende har det ikke været relevant at estimere udbyttepriselasticiteten for kvælstof i bælgæd, da disse planter ikke forbruger kvælstof men er kvælstof fiksere, hvilket kunne tale for en positiv udbytteelasticitet i stedet.

På baggrund af de estimerede adfærdsparametre i udbytteligningerne kan der desuden beregnes priselasticiteter, der repræsenterer effekten af et ændret udbytteneiveau på gødnings- eller pesticidforbruget, som følge af ændrede gødnings- eller pesticidpriser. Priselasticiteterne kan beregnes ved at kombinere formel (2-11) og (2-12) til udtrykket

¹⁶ Bindingerne er pålagt estimationen således, at hvor estimationen resulterede i positive udbyttepriselasticiteter prædetermineres disse til nul.

$$(6-1) \quad \eta_{ij} = \frac{\partial' x_j}{\partial w_i} \cdot \frac{w_i}{x_j} = \sum_{k=1}^K \varepsilon_{iy_k} \varepsilon_{y_k j} = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\alpha_{iy_k} + S_i S_{y_k}}{\alpha_{y_k y_k} + S_{y_k} (S_{y_k} - 1)} \right) \cdot \left(\frac{\alpha_{jy_k} + S_j S_{y_k}}{S_j} \right).$$

Ved hjælp af formel (6-1) kan udbytteforårsagede egen- og krydspriselasticiteter beregnes for de enkelte gødnings- og pesticidkomponenter. Elasticitetsestimaterne er vist i tabel 6.4 for bedriftsgruppen heltids plantebrug på lerjord.

TABEL 6.4. Egen- og krydspriselasticiteter på gødningsstoffer og pesticider som følge af udbyttetilpasninger, heltids plantebrug på lerjord, 1995

	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Herbicider	Fungicider	Insekticider	Vækstreg.
Kvælstofpris	-0,186	-0,038	-0,804	-0,015	-0,025	-0,025	0,000
Fosforpris	-0,022	-0,557	-0,137	-0,173	-0,022	-0,152	-0,131
Kaliumpris	-0,282	-0,137	-1,397	-0,044	-0,005	-0,038	-0,033
Herbicidpris	-0,028	-0,510	-0,131	-0,171	-0,028	-0,145	-0,117
Fungicidpris	-0,008	-0,013	-0,004	-0,007	-0,008	-0,008	0,000
Insekticidpris	-0,006	-0,078	-0,019	-0,025	-0,006	-0,023	-0,017
Vækstreg. pris	0,000	-0,010	-0,002	-0,003	0,000	-0,002	-0,002

Til forskel fra resultaterne i tabel 4.3, 5.1 og 5.2, som udtrykker effekterne af faktorprisændringer på faktorsammensætningen ved givet produktion, repræsenterer priselasticiteterne i tabel 6.4 konsekvenserne for faktorforbruget af et ændret optimalt udbyttensniveau på grund af ændrede priser på de respektive gødnings- og pesticidkomponenter. Fx vil en 1 pct. prisstigning på kvælstof generelt medføre et fald i det optimale udbyttensniveau i de forskellige afgrøder, jf. tabel 6.3, og derigennem en 0,186 pct. lavere efterspørgsel efter kvælstof i handelsgødning, samt lavere efterspørgsler efter de øvrige gødnings- og pesticidkomponenter. Generelt er egenpriseffekterne større end krydspriseffekterne.

Samtlige priselasticiteter i tabel 6.4 bør være negative, fordi de er dannet af summen af produktet af krydselasticiteterne mellem produktionsfaktorerne og udbyttensniveauerne. Krydspriselasticiteten mellem de respektive disaggregerede faktorpriser og udbyttensniveauerne er ikke-positive, som beskrevet ovenfor. Krydselasticiteten mellem udbyttensniveau og faktorefterspørgsel er almindeligvis positiv, da en udbyttestigning forventes at medføre en øget faktorefterspørgsel. Disse sammenhænge er sikret via de supplerende bindinger på estimationen¹⁷.

¹⁷ Bindingerne pålagt udbyttepriselasticiteterne sikrer samtidig, at krydselasticiteterne mellem udbyttensniveau og faktorefterspørgsel er ikke-negative.

Et tilnærmet udtryk for den samlede (kortsigts) effekt på forbruget af de forskellige gødning- og pesticidkomponenter ved ændrede gødnings- og pesticidpriser kan principielt fås ved addition af faktorsubstitutionselasticiteterne i tabel 4.3, 5.1 og 5.2 og udbyttetilpasningseffekterne i tabel 6.4. Et sådant udtryk vil kun være en tilnærmelse, fordi de ændrede udbyttenniveauer kan have tilbagespilleffekter i forhold til bestemmelsen af den optimale faktorsammensætning. Disse tilbagespilleffekter tages der ikke højde for ved en sådan simpel addition.

6.3 Sammenlignelige resultater fra andre studier

Der er nationalt og internationalt gennemført forskellige studier af adfærdsparametre for landbrugets anvendelse af næringsstoffer og bekæmpelsesmidler med særligt fokus på stofernes udbyttevirkninger. Resultaterne i nærværende kapitel kan derfor i nogen grad sammenlignes med resultater fra disse studier, om end sådanne sammenligninger må foretages med en vis varsomhed.

Gødningsstoffer

I Danmark har forsøgene på at estimere adfærdsparametre for kvælstofanvendelsen overvejende taget udgangspunkt i data fra kontrollerede markforsøg vedrørende sammenhængene mellem kvælstofforbrug og udbyttenniveau for givne afgrøder. Forudsætningen for at fortolke sammenhængene i disse forsøgsdata som adfærdsparametre er, at producenterne maksimerer forskellen mellem værdien af udbyttet og omkostningen til kvælstof. Adfærdsparametrene kan omregnes til priselasticiteter, som angiver den procentvise ændring i kvælstofforbrug og/eller udbyttenniveau pr. ha ved en procentvis ændring i forholdet mellem produkt- og kvælstofpris. Eksempler på denne tilgang er for Danmark Rude (1991) og Jacobsen et al. (1998), endvidere er en udenlandsk undersøgelse beskrevet i England (1985). De fundne priselasticiteter i disse studier ligger i mange tilfælde i en størrelsesorden, der svarer til de ovennævnte fundne udbyttepriselasticiteter ved en kvælstofprisændring, jf. tabel 6.5.

Selv om størrelserne korresponderer med resultaterne for heltids plantebrug, må sammenligning som nævnt ske med varsomhed. Dels er det metodemæssige udgangspunkt bag resultaterne i tabel 6.5 normativt, og dels er resultaterne fra forsøgsbaserede udbytteeffekter udtryk for en partiel optimering, hvor kvælstofforbruget optimeres under forudsætning af, at alle øvrige produktionsfaktorer holdes konstant. Derimod tager resultaterne i nærværende studie også højde for den optimale tilpasning i faktorsammensætning, når udbyttenniveauet tilpasses.

TABEL 6.5. Udbytteresponser ved 1 pct. kvælstofprisstigning i forskellige studier

	Nærværende studie	Rude (1991)	Jacobsen et al. (1998)	England (1986)
Vårbyg	-0,046 (-0,056)	-0,022 (-0,043)	-0,038 (-0,060)	-0,025
Vinterbyg	0,000 (-0,375)	-0,023 (-0,030)	-0,030 (-0,052)	-0,031
Hvede	0,000 (-0,809)	-0,026 (-0,105)	-0,028 (-0,050)	-0,010
Vårraps	-0,191 (0,000)	-0,090 (-0,131)	-	-
Vinterraps	0,000 (0,000)	-0,091 (-0,105)	-0,046 (-0,091)	-
Kartofler	-0,100 (0,000)	- (-0,003)	-	-
Sukkerroer	-0,508 (-)	-0,003 (-)	-	-
Beregnet ud fra	1 pct. kvælstof- prisstigning	50 pct. kvælstof- prisstigning	50 pct. kvælstof- prisstigning	100 pct. kvælstof- stof-prisstigning

Note: udenfor parentes : lerjord, indenfor parentes : sandjord.

Kilde: Frederiksen (1997), England (1986).

Pesticider

Som med næringsstoffer er forbruget af bekæmpelsesmidler ofte blevet behandlet som én aggregeret produktionsfaktor i forbindelse med økonometriske estimationer af adfærden i landbrugssektoren. Der sondres sjældent mellem forskellige grupper af pesticider i estimationerne. Der har dog været forskellige forsøg på at estimere disaggregerede adfærdsparametre (se Christensen et al., 1999, for en oversigt).

En metode til estimation af disaggregerede adfærdsparametre for pesticidanvendelsen er de såkaldte skadetærskelmodeller. Princippet i skadetærskelmodeller modsvarer på sin vis princippet med udbyttefunktioner. Statistiske sammenhænge baseret på teknisk-biologiske forsøgsdata kombineres med en forudsætning om økonomisk optimering, som indebærer at skadevoldere bekæmpes, hvis en given skadetærskel overskrides. Resultater fra skadetærskelmodeller er til dels sammenlignelige med resultaterne i tabel 6.3, jf. dog de samme forbehold som nævnt i forbindelse med fortolkning af udbyttefunktioner for kvælstofgødning.

Økonometriske studier af pesticidforbruget baserer sig på økonometrisk estimation af adfærdsligninger. Adfærdsligningerne udtrykker en sammenhæng mellem priserne på pesticiderne samt evt. andre variable på den ene side og det observerede pesticidforbrug på den anden. Omfanget af danske økonometriske undersøgelser af pesticidforbruget er relativt begrænset, om end Dubgaard (1987) har gennemført en sådan analyse til sammenligning med skadetærskelmodeller.

TABEL 6.6. Egenpriselasticiteter for pesticidkomponenter i forskellige studier

	Nærværende studie	Rude (1992)	Dubgaard (1987)	Dubgaard (1987)	Gren (1994)
Herbicer	-0,171	[-0,13 - -0,08]	Vårbyg : -0,07 Vintersæd : -0,30 Raps : 0	-0,69	-0,93
Fungicider	-0,008	[-0,54 - -0,39]	Vårbyg : -0,61 Hvede : -0,40	-0,81	-0,39
Insekticider	-0,023	[-0,21 - -0,13]		-0,81	-0,52
Model	Planter på lerjord	Skadetærskel	Skadetærskel	Økonometrisk	Økonometrisk

Kilde: Christensen et al. (1999).

Note: Egenpriselasticiteter i nærværende studie refererer til udbyttetilpasningerne

Sammenligning af nærværende studies resultater i forhold til elasticiteterne fra skadetærskelmodeller er behæftet med de samme forbehold som kvælstofelasticiteter udledt fra eksperimentelt baserede udbyttefunktioner, jf. ovenfor. Dvs. at præmisserne bag skadetærskelmodellerne er mere partielle end i nærværende studie. Resultaterne i tabel 6.6 indikerer i øvrigt større numeriske elasticiteter ved økonometrisk estimation end ved den normative simulering, som skadestærskelmodeller repræsenterer – måske fordi økonometriske modeller i højere grad afspejler en helhedsorienteret optimering, herunder tilpasning af faktorsammensætningen.

Christensen et al. (1999) samt Hansen (1997) giver i øvrigt mere fyldestgørende oversigter over priselasticiteter bestemt i skadetærskelmodeller og økonometriske studier. Oversigten giver ikke noget entydigt billede af elasticiteternes størrelsesorden, men den viser (ikke overraskende) en tendens til at jo mere specifik afgrænsning af pesticidtype (fx på enkeltmidler), jo mere priselastisk er efterspørgslen – givetvis på grund af de relativt oplagte substitutionsmuligheder.

7. Konklusion og diskussion

Formålet med nærværende arbejdsrapport har været at tilvejebringe økonometrisk estimerede priselasticiteter for enkeltkomponenterne i landbrugets kunstgødnings- og pesticidforbrug, dvs. for kvælstof, fosfor, kalium, herbicider, fungicider og insekticider. Det er et forskningsområde, som hidtil har været relativt sparsomt belyst, bl.a. på grund af mangel på relevante data. Nærværende studie demonstrerer en estimationsmetode, som søger at løse dette dataproblem. Estimationerne er foretaget med udgangspunkt i den såkaldte dualitetsmetode

på baggrund af anonymiserede regnskabsresultater fra et udsnit af de danske landbrugsbedrifter, suppleret med en række nødvendige og nærmere beskrevne forudsætninger.

I arbejdsrapporten er der estimeret priselasticiteter for 8 forskellige bedriftsgrupper. Priselasticiteterne opdeles i to sæt: et sæt elasticiteter der beskriver ændringer i faktormængderne som følge af ændret faktorsammensætning ved ændrede relative priser (substitutionseffekt), samt et sæt elasticiteter der beskriver ændringer i faktormængderne via ændrede udbyttiveauer som følge af ændrede forhold mellem afgrøde- og faktorpriser (udbytteeffekt).

De estimerede priselasticiteter vedr. substitutionseffekter tyder på forholdsvis betydelige substitutionsmuligheder mellem kvælstof i handelsgødning og andre indsatsfaktorer. Dette resultat skal ses i sammenhæng med mulighederne for substitution mellem kvælstof i handels- og husdyrgødning, hvor en højere udnyttelse af kvælstof i husdyrgødning kræver øget indsats af bl.a. arbejdskraft og energi. Der synes også at være visse substitutionsmuligheder mellem pesticider (navnlig herbicider) og andre indsatsfaktorer, hvilket kan tages som udtryk for en substitution mellem kemisk og mekanisk ukrudtsbekæmpelse.

De estimerede priselasticiteter vedrørende udbytteeffekter tyder på, at blandt gødnings- og pesticidpriserne har især kvælstof- og herbicidprisændringer (samt i nogen grad fosforprisændringer) betydning for udbyttiveauet i de forskellige afgrøder. De heraf afledte effekter på gødnings- og pesticid efterspørgslen som følge af ændrede priser på gødnings- og pesticidkomponenterne synes overordnet set at være mindre end de substitutionsrelaterede effekter.

Der er en række fælles træk ved resultaterne for de 8 bedriftsgrupper – generelt og i særdeleshed mellem nogle af grupperne. For eksempel er der en tendens til, at resultaterne for heltids plantebrug og deltidsbrug (der generelt er plantebrug) er nogenlunde ens, og at resultater for heltids kvæg- og svinebrug også er relativt ensartede, mens der på visse punkter (ikke mindst mht. handelsgødningsforbruget) er markant forskel på vegetabiliske og animalske brug. Det har i øvrigt vist sig mere vanskeligt at estimere økonomisk meningsfulde disaggregerede priselasticiteter (for gødning) på animalske brug end på plante- og deltidsbrug. En forklaring herpå kan være, at den økonomiske optimering af handelsgødnings- og pesticidforbruget er mere udtalt på vegetabiliske brug, hvor netop udgifterne til handelsgødning og pesticider udgør en større del af de samlede udgifter til produktionsfaktorer.

I lyset af den sparsomme a priori viden om mange af de estimerede elasticiteter er det vanskeligt at validere resultaterne. For enkelte af elasticiteterne (f.eks. effekten af en kvælstof-

prisstigning på udbytniveauet i forskellige afgrøder) findes der sammenlignelige resultater i litteraturen, og de fundne størrelsesordener i nærværende studie svarer generelt hertil (selv om der dog også er undtagelser).

Som anført bygger den anvendte metode på økonometriske estimationer, som suppleres med teoretiske forudsætninger, bl.a. vedrørende mulighederne for faktorsubstitution. Sådanne forudsætninger har betydning, og er dermed en kilde til usikkerhed, i forhold til de beregnede elasticiteter. I tilfælde, hvor økonometriske estimationer har ført til elasticitetsfortegn, som strider imod økonomisk teori, er der endvidere lagt restriktioner på parametrene.

Overordnet set har datagrundlaget for estimationerne været tilfredsstillende til afprøvning af den udviklede estimationsmetode. For enkelte afgrøder har der dog været problemer, især inden for enkelte bedriftsgrupper, hvor datagrundlaget tilsyneladende har været for spinkelt.

Afslutningsvis er det dog værd at anføre, at estimationsmetoden er udviklet i lyset af det generelt begrænsede datamæssige grundlag vedr. gødnings- og pesticidforbruget, fordelt på enkeltkomponenter, bedriftstyper, afgrøder osv. Et udbygget datagrundlag på dette område, som f.eks. tilvejebringelsen af detaljerede pesticidanvendelsesdata, (se Schou, 1998) må også forventes at give et bedre grundlag for estimation af økonomiske adfærdsparametre med hensyn til landbrugets forbrug af de forskellige gødningsstoffer og pesticider.

Litteraturliste

- Baltagi, B.H. (1995): "Econometric Analysis of Panel Data", Chichester: John Wiley & Sons.
- Boyle G.E. & O'Neill D. (1990) "The generation of output supply and input demand elasticities for a Johansen-type model of the Irish agricultural sector", *European Review of Agricultural Economics*, vol. 17, pp. 387-405.
- Boyle G.E. (1982) "Modelling Fertiliser Demand in the Republic of Ireland: A Cost Function Approach", *Journal of Agricultural Economics*, vol 33(2) pp. 181-192.
- Burrell A. (1989) "The Demand for Fertiliser in the United Kingdom", *Journal of Agricultural Economics*, vol. 40, no. 1, January 1989.
- Chambers, Robert G. (1988), *Applied production analysis – A dual approach*, Cambridge University Press.
- Christensen T. & Schou J.S. (1999) "Oversigt over økonomiske analyser af landbrugets pesticidanvendelse", SJFI working paper no. 6/1999.
- Clausen, Asger (1993), *Gødningslære*, Landbrugets Informationskontor.
- Dubgaard A. (1987) "Anvendelse af afgifter til regulering af pesticidforbruget", *Statens Jordbrugsøkonomiske Institut*, rapport nr. 35.
- England R.A. (1986) "Reducing the Nitrogen Input on Arable Farms", *Journal of Agricultural Economics*, vol 37(1), pp. 13-24.
- Frederiksen B.S. (1997) "Produktionsfunktioner til brug i forbindelse med N-udredning", upubliceret notat, SJFI.
- Glass and McKillop (1989) "A Multi-Product Multi-Input Function Analysis of Northern Ireland Agriculture 1955-85", *Journal of Agricultural Economics*, vol 40 (1), pp. 57-70.
- Gren I.M. (1994) „Regulating the Farmers Use of Pesticides in Sweden“, i Opschoor & Turner (eds.): *Economic Incentives and Environmental Policies*. Kluwer Academic Press.
- Guymard H. & Vermersch D. (1989) „Derivation of Long-run Factor Demands from Short-run Responses“, *Agricultural Economics*, vol 3, pp. 213-230.
- Hansen M. (1997) "En analyse af økonomiske skadetærskelmodeller og efterspørgselsfunktioner for pesticider", SJFI notat 1997-5

- Hasler B. (1998) ”Styring af kvælstofanvendelsen i landbruget – en analyse af effekter på driftsøkonomi og udvaskning af udvalgte styringsmidler rettet mod kvælstofanvendelsen i landbruget”, PhD-afhandling. Miljø- og Energiministeriet. Danmarks Miljøundersøgelser.
- Jacobsen B.H., Petersen B.M., Berntsen J., Boye C., Sørensen C.G., Søgaard H.T. & Hansen J.P. (1998) „An integrated Economic and Environmental Farm Simulation Model (FASSET)”, Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut, rapport nr. 102.
- Jacobsen, Lars-Bo og Søren E. Frandsen (1999), Analyse af de sektor- og samfundsøkonomiske konsekvenser af en reduktion i forbruget af pesticider i dansk landbrug, Rapport nr. 104, Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut.
- Jensen J.D., Kristensen K., & Nielsen C. (1999) ”Estimating Behavioural Parameters for CGE-Models Using Micro-Econometrically Estimated Flexible Functional Forms”, Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut, working paper nr. 22/99.
- Jensen J.D., K. Kristensen og M. Andersen (2001) Dokumentation af ESMERALDA modellen, SJFI Working Paper (under færdiggørelse).
- Kristensen K. & Jensen J.D. (1999) ”Danish Farmers’ Adjustment Capabilities: The Case of Fertiliser Regulation”, SJFI working paper no. 2/1999.
- Landbrugets Rådgivningscenter (1994), Budgetkalkuler for de enkelte produktionsgrene - Kalenderårene 1994 og 1995, Landbrugets Informationskontor.
- Landbrugets Rådgivningscenter (1995), Håndbog for driftsplanlægning 1995-96, Landbrugets Informationskontor.
- Lindahl M. (1998) ”Konsekvenser af kvælstofafgifter i landbruget – en sektorøkonomisk analyse”, Rapport nr. 101. Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut.
- Otto, Lars (1998), ”Forelæsningsnoter til Økonometri for jordbrugsøkonomer – Hæfte 2”, Den Kgl. Veterinær- og Landbohøjskole.
- Rude S. (1991) ”Kvælstofgødning i landbruget – behov og udvaskning nu og i fremtiden”, Statens Jordbrugsøkonomiske Institut, rapport nr. 62
- Rude S. (1992) ”Pesticidforbrugets udvikling – landbrugs- og miljøpolitiske scenarier”, Statens Jordbrugsøkonomiske Institut, rapport nr. 68.
- Schou J.S. (1998) ”Undersøgelse af landbrugets pesticidanvendelse –metode, data og resultater”, Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut, working paper nr. 13/98.

SJFI (1997) "Landbrugsregnskabsstatistik 1996/97" , Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut, Serie A, nr. 81

Varian, Hal E. (1992), Microeconomic Analysis – Third Edition, University of Michigan, W. W. Norton & Company, New York.

Walter-Jørgesen Aa. (1998) „Bæredygtige strategier i landbruget – en helhedsorienteret analyse“ (ed.), Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut

Ørum J.E. (1999) „Driftsøkonomiske konsekvenser af en pesticidudfasning – optimal pesticid- og arealanvendelse for ti bedriftstyper i udvalgte scenarier“, Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut, rapport nr. 107.

Appendiks A

TABEL A.1. **Priselasticiteter, heltids plantebrug på lerjord**

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicerider	Fungicerider	Insekticerider	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Krafftoder
Kvælstofpris	0,087	0,087	-1,245	0,477	0,477	-0,565				0,087	0,087	0,714	0,132
Fosforpris	-0,006	0,225	0,155	0,000	-0,467	0,000				-0,294	0,028	-0,753	-1,172
Kaliumpris	0,317	-0,262	0,158	-0,476	-0,010	0,000				0,601	0,029	1,298	0,067
Herbiceridpris	-0,211	0,089				0,109	-1,500	2,768	2,768	-0,371	0,085	1,492	-0,329
Fungiceridpris	0,014	-0,130				0,070	0,451	-0,057	-4,015	-0,200	0,014	0,578	1,072
Insekticeridpris	0,015	0,015				0,138	0,478	-4,249	-0,500	-0,298	0,015	-1,418	0,168

TABEL A.2. **Priselasticiteter, heltids plantebrug på sandjord**

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicerider	Fungicerider	Insekticerider	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Krafftoder
Kvælstofpris	0,098	0,098	-1,134	0,463	0,463	-0,513				0,052	0,098	0,098	0,171
Fosforpris	0,030	0,110	0,142	-0,057	-0,453	-0,015				0,291	0,030	0,030	-1,535
Kaliumpris	0,032	-0,144	0,152	-0,484	-0,010	0,000				0,307	0,032	0,032	0,825
Herbiceridpris	0,055	-0,043				0,599	-0,500	0,003	0,003	-0,300	0,373	-7,715	-1,181
Fungiceridpris	0,028	0,028				-0,235	0,001	-0,251	-2,500	-0,280	-0,298	7,799	1,049
Insekticeridpris	0,007	0,007				0,007	0,000	-0,617	-0,250	-0,217	0,007	0,007	0,240

TABEL A.3. **Priselasticiteter, heltids kvægbrug på lerjord**

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Kraftfoder
Kvælstofpris	0,028	0,028	-1,052	0,795	0,795	-0,878				0,028	0,028	0,029	-0,060
Fosforpris	-0,127	0,234	0,065	-0,583	-0,785	0,000				0,202	0,002	-0,259	-0,396
Kaliumpris	0,657	-0,279	0,018	-0,212	-0,010	0,000				0,311	0,001	0,001	0,453
Herbiceridpris	-0,183	-0,112				0,755	-0,500	0,283	0,283	-0,300	0,022	0,176	0,125
Fungicidpris	0,003	-0,246				0,003	0,041	-0,008	-0,895	-0,104	0,003	0,003	0,504
Insekticidpris	0,004	0,204				-0,234	0,052	-1,138	-1,500	-0,302	0,004	0,004	-0,350

TABEL A.4. **Priselasticiteter, heltids kvægbrug på sandjord**

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Kraftfoder
Kvælstofpris	0,389	0,042	-0,335	0,890	0,890	-0,230				0,249	0,042	0,042	-0,120
Fosforpris	-0,643	0,070	0,074	-0,774	-0,880	0,000				-0,875	-0,076	0,039	0,031
Kaliumpris	0,594	-0,153	0,010	-0,116	-0,010	0,000				0,925	0,080	0,291	0,055
Herbiceridpris	0,116	-0,132				0,708	-0,500	0,743	0,743	-0,164	0,167	0,181	0,040
Fungicidpris	0,241	0,003				0,559	0,130	-0,091	-2,777	-0,300	0,131	-0,514	-0,038
Insekticidpris	-0,341	0,003				-0,169	0,139	-2,951	-0,250	-0,328	-0,207	-0,005	0,147

TABEL A.5. **Priselasticiteter, heltids svinebrug på lerjord**

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Kraftfoder
Kvælstofpris	0,029	0,050	-0,006	0,145	0,145	0,000				0,029	0,029	-0,726	-0,032
Fosforpris	-0,305	0,354	0,001	-1,281	-0,135	-0,010				-1,131	0,000	2,735	-0,194
Kaliumpris	0,306	-0,412	0,005	-0,864	-0,010	0,000				1,133	0,001	-1,979	0,226
Herbiceridpris	-0,561	0,017				0,870	-0,500	0,115	0,115	-0,300	0,020	2,407	-0,037
Fungicidpris	0,725	-0,246				0,006	0,032	-0,290	-0,854	-0,150	0,006	-3,753	0,176
Insekticidpris	-0,136	0,003				0,003	0,019	-0,499	-0,500	-0,150	0,003	1,376	0,001

TABEL A.6. **Priselasticiteter, heltids svinebrug på sandjord**

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Kraftfoder
Kvælstofpris	0,026	-0,039	-0,979	0,135	0,135	-0,934				0,338	-0,516	0,026	0,083
Fosforpris	-0,262	0,246	0,001	-1,261	-0,125	-0,010				-1,610	1,131	1,281	-0,144
Kaliumpris	0,001	-0,222	0,005	-0,874	-0,010	0,000				1,840	-0,588	0,001	0,100
Herbiceridpris	0,013	-0,086				0,377	-0,500	-0,238	-0,238	-0,400	0,473	0,013	0,024
Fungicidpris	0,005	0,005				0,052	-0,100	-0,315	-1,337	-0,300	-1,171	0,005	0,067
Insekticidpris	0,002	0,002				0,002	-0,040	-0,537	-0,250	-0,200	0,564	0,002	-0,024

TABEL A.7. Preiselasticiteter, deltidsbrug på lerjord

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicer	Fungicer	Insekticer	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Kraftfoder
Kvælstofpris	0,069	0,069	-1,177	0,465	0,465	-0,548				0,069	0,069	0,069	0,069
Fosforpris	-0,668	0,064	0,137	-0,865	-0,455	-0,164				0,187	0,020	0,020	-0,228
Kaliumpris	1,617	-0,080	0,151	-0,502	-0,010	0,000				0,022	0,022	0,022	-0,028
Herbicerpris	-0,866	0,022				0,446	-0,500	-1,241	-1,241	-0,688	0,058	0,058	0,148
Fungicerpris	1,475	0,008				-0,265	-0,171	-0,284	0,514	-0,095	0,008	0,008	-0,167
Insekticerpris	-0,532	0,011				0,011	-0,233	0,698	-0,250	-0,129	0,011	0,011	0,221

TABEL A.8. Preiselasticiteter, deltidsbrug på sandjord

	Energi	Arbejdstimer	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Gødning	Herbicer	Fungicer	Insekticer	Pesticider	Maskinstation	Grovfoder	Kraftfoder
Kvælstofpris	0,067	0,067	-1,172	0,504	0,504	-0,580				0,067	0,067	-1,292	0,134
Fosforpris	0,257	-0,108	0,141	-0,035	-0,494	0,000				0,362	-0,562	2,876	0,541
Kaliumpris	0,018	0,018	0,134	-0,469	-0,010	0,000				0,018	0,598	-1,481	-0,417
Herbicerpris	0,031	-0,284				0,205	-0,500	-0,295	-0,295	-0,418	0,609	0,888	1,001
Fungicerpris	0,015	0,330				0,015	-0,139	-0,180	-1,489	-0,300	0,015	-3,690	-1,379
Insekticerpris	0,005	0,005				0,005	-0,049	-0,526	-0,250	-0,213	-0,774	2,019	0,462

Appendiks B

TABEL B.1 Udbytteelasticiteter, heltids plantebrug på lerjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,046	0,000	0,000	-	0,000	-0,100	-0,508
Fosforpris	-0,032	0,000	-0,321	-0,132	0,000	-0,043	0,000
Kaliumpris	0,000	0,000	-0,081	0,000	0,000	-0,034	-0,876
Herbicidepris	0,000	0,000	-0,288	-0,219	0,000	-0,091	0,000
Fungicidepris	-0,009	0,000	0,000	-0,035	0,000	-0,027	0,000
Insekticidepris	-0,009	0,000	-0,042	-0,028	0,000	-0,014	0,000
Vækstreg. pris	-	0,000	-0,006	-	-	-	-

TABEL B.2. Udbytteelasticiteter, heltids plantebrug på sandjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,056	-0,375	-0,809	-	0,000	0,000	-
Fosforpris	-0,042	-0,124	-0,276	0,000	0,000	0,000	-
Kaliumpris	0,000	-0,124	-0,285	-0,568	0,000	0,000	-
Herbicidepris	-0,042	-0,180	-0,515	0,000	0,000	0,000	-
Fungicidepris	0,000	-0,113	-0,239	0,000	0,000	0,000	-
Insekticidepris	-0,004	-0,036	-0,064	-0,507	0,000	0,000	-
Vækstreg. pris	-	-0,011	-0,018	-	-	-	-

TABEL B.3. Udbytteelasticiteter, heltids kvægbrug på lerjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,014	0,000	0,000	-	0,000	-	0,000
Fosforpris	-0,002	0,000	-0,143	0,000	0,000	-	0,000
Kaliumpris	-0,001	0,000	-0,004	0,000	0,000	-	0,000
Herbicidepris	0,000	0,000	-0,107	0,000	0,000	-	0,000
Fungicidepris	-0,002	0,000	-0,018	0,000	0,000	-	0,000
Insekticidepris	-0,002	0,000	-0,018	0,000	0,000	-	0,000
Vækstreg. pris	-	0,000	0,000	-	-	-	-

TABEL B.4. Udbytteelasticiteter, heltids kvægbrug på sandjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	0,000	-0,137	0,000	-	0,000	-0,113	-0,032
Fosforpris	-0,039	-0,016	0,000	0,000	0,000	-0,089	-0,026
Kaliumpris	0,000	-0,006	0,000	-0,014	0,000	0,000	0,000
Herbicidepris	0,000	-0,129	0,000	0,000	0,000	-0,134	-0,025
Fungicidepris	-0,003	-0,016	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,003
Insekticidepris	-0,249	-0,010	0,000	-0,152	0,000	0,000	-0,006
Vækstreg. pris	-	0,000	0,000	-	-	-	-

TABEL B.5. Udbytteelasticiteter, heltids svinebrug på lerjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,015	0,000	0,000	-	0,000	-0,016	0,000
Fosforpris	-0,002	0,000	-0,076	-0,043	0,000	-0,042	0,000
Kaliumpris	-0,004	0,000	0,000	-0,009	0,000	-0,007	0,000
herbicidpris	0,000	0,000	0,000	-0,030	0,000	-0,004	0,000
Fungicidpris	-0,004	0,000	-0,022	-0,008	0,000	-0,004	0,000
Insekticidpris	-0,003	0,000	-0,011	-0,005	0,000	-0,001	0,000
Vækstreg. pris	-	0,000	0,000	-	-	-	-

TABEL B.6. Udbytteelasticiteter, heltids svinebrug på sandjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	0,000	0,000	0,000	-	0,000	-0,180	-
Fosforpris	-0,021	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-
Kaliumpris	-0,004	0,000	-0,214	0,000	0,000	-0,035	-
Herbicidpris	0,000	0,000	0,000	-0,152	0,000	-0,124	-
Fungicidpris	-0,005	0,000	-0,151	-0,016	0,000	-0,064	-
Insekticidpris	-0,002	0,000	-0,016	-0,006	0,000	0,000	-
Vækstreg. pris	-	0,000	-0,008	-	-	-	-

TABEL B.7. Udbytteelasticiteter, deltidsbrug på lerjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,043	0,000	-0,081	-	0,000	-	0,000
Fosforpris	-0,014	0,000	0,000	-0,034	0,000	-	0,000
Kaliumpris	-0,014	0,000	-0,052	-0,009	0,000	-	0,000
Herbicidpris	0,000	0,000	0,000	-0,032	0,000	-	0,000
Fungicidpris	-0,007	0,000	-0,014	-0,003	0,000	-	0,000
Insekticidpris	-0,007	0,000	0,000	-0,002	0,000	-	0,000
Vækstreg. pris	-	0,000	-0,068	-	-	-	-

TABEL B.8. Udbytteelasticiteter, deltidsbrug på sandjord

	Vårbyg	Vinterbyg	Hvede	Bælgsæd	Raps	Kartofler	Sukkerroer
Kvælstofpris	-0,038	0,000	-0,924	-	0,000	-0,121	-
Fosforpris	-0,008	0,000	-0,296	0,000	0,000	-0,052	-
Kaliumpris	-0,012	0,000	-0,271	-0,089	0,000	-0,053	-
Herbicidpris	-0,001	0,000	0,000	-0,215	0,000	0,000	-
Fungicidpris	0,000	0,000	-0,702	-0,035	0,000	-0,042	-
Insekticidpris	-0,004	0,000	0,000	-0,019	0,000	-0,009	-
Vækstreg. pris	-	0,000	-0,025	-	-	-	-

TABEL C.4. Priselasticiteter på gødningsstoffer og pesticider som følge af udbyttetilpasninger, heltids kvægbrug på sandjord

	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Vækstreg.
Kvælstofpris	-0,020	-0,074	-0,005	-0,041	-0,008	-0,008	-
Fosforpris	-0,012	-0,082	-0,001	-0,026	-0,007	-0,222	-
Kaliumpris	-0,001	0,000	-0,002	0,000	0,000	-0,008	-
Herbiceridpris	-0,021	-0,081	-0,005	-0,045	-0,007	-0,007	-
Fungicidpris	-0,001	-0,004	-0,001	-0,001	-0,001	-0,016	-
Insekticidpris	-0,005	-0,177	-0,016	-0,001	-0,021	-1,460	-
Vækstreg. pris	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-

TABEL C.5. Priselasticiteter på gødningsstoffer og pesticider som følge af udbyttetilpasninger, heltids svinebrug på lerjord

	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Vækstreg.
Kvælstofpris	-0,001	-0,003	-0,001	0,000	-0,001	-0,001	0,000
Fosforpris	-0,001	-0,067	-0,002	-0,002	-0,012	-0,012	0,000
Kaliumpris	0,000	-0,003	-0,001	0,000	-0,001	-0,001	0,000
Herbiceridpris	0,000	-0,005	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001	0,000
Fungicidpris	0,000	-0,018	-0,001	0,000	-0,004	-0,004	0,000
Insekticidpris	0,000	-0,009	0,000	0,000	-0,002	-0,002	0,000
Vækstreg. pris	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

TABEL C.6. Priselasticiteter på gødningsstoffer og pesticider som følge af udbyttetilpasninger, heltids svinebrug på sandjord

	Kvælstof	Fosfor	kalium	Herbicerider	Fungicider	Insekticider	Vækstreg.
Kvælstofpris	-0,031	0,000	-0,027	-0,034	-0,027	0,000	0,000
Fosforpris	0,000	-0,014	-0,002	0,000	-0,002	-0,002	0,000
Kaliumpris	-0,006	-0,002	-0,134	-0,007	-0,066	-0,019	-0,019
Herbiceridpris	-0,025	0,000	-0,019	-0,037	-0,022	-0,004	0,000
Fungicidpris	-0,011	-0,003	-0,101	-0,013	-0,053	-0,014	-0,013
Insekticidpris	0,000	-0,001	-0,010	-0,001	-0,005	-0,002	-0,001
Vækstreg. pris	0,000	0,000	-0,005	0,000	-0,002	-0,001	-0,001

TABEL C.7. Priselasticiteter på gødningsstoffer og pesticider som følge af udbyttetilpasninger, deltidsbrug på lerjord

	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Herbicer	Fungicider	Insekticider	Vækstreg.
Kvælstofpris	-0,036	-0,012	-0,060	0,000	-0,036	-0,012	-0,726
Fosforpris	-0,004	-0,009	-0,005	-0,003	-0,005	-0,005	0,000
Kaliumpris	-0,019	-0,005	-0,035	-0,001	-0,020	-0,004	-0,464
Herbicerpris	0,000	-0,005	-0,001	-0,003	-0,001	-0,001	0,000
Fungicidpris	-0,006	-0,002	-0,010	0,000	-0,006	-0,002	-0,121
Insekticidpris	-0,002	-0,002	-0,002	0,000	-0,002	-0,002	0,000
Vækstreg. pris	-0,020	0,000	-0,040	0,000	-0,020	0,000	-0,605

TABEL C.8. Priselasticiteter på gødningsstoffer og pesticider som følge af udbyttetilpasninger, deltidsbrug på sandjord

	Kvælstof	Fosfor	Kalium	Herbicer	Fungicider	Insekticider	Vækstreg.
Kvælstofpris	-0,376	-0,376	-0,376	0,000	-1,105	-0,062	-0,314
Fosforpris	-0,125	-0,126	-0,125	0,000	-0,360	-0,025	-0,101
Kaliumpris	-0,130	-0,118	-0,134	-0,024	-0,344	-0,038	-0,092
Herbicerpris	-0,030	0,000	-0,039	-0,058	-0,030	-0,030	0,000
Fungicidpris	-0,262	-0,258	-0,263	-0,009	-0,823	-0,023	-0,239
Insekticidpris	-0,007	-0,005	-0,008	-0,005	-0,006	-0,007	0,000
Vækstreg. pris	-0,001	-0,008	-0,008	0,000	-0,028	0,000	-0,008

Working Papers

Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut

16/00	December 2000	Stine Hjarnø Jørgensen og Jørgen Dejgaard Jensen	Estimation af priselasticiteter for gødnings- og pesticidkomponenter
15/00	December 2000	Søren E. Frandsen and H.G. Jensen	Economic Impacts of the Enlargement of European Union Analysing the importance of direct payments
14/00	December 2000	Jesper Levring Andersen	Beregningsgrundlag for indtjenin- gen i det danske fiskeri: Arbejdsrapport til ”konjunktur- rapport” for dansk fiskeri 2000
13/00	December 2000	Jens Hansen	Landbrugets nettokapitalomkost- ninger fastsat under hensyntagen til inflation og beskatning
12/00	December 2000	Niels Tvedegaard	Omlægning til økologisk slagte- kyllingeproduktion – en analyse af de økonomiske konsekvenser på udvalgte bedrifter
11/00	November 2000	Kim Martin Lind	Consumer Demand in a Develop- ing Country with Special Regard to Food – The Case of India
10/00	November 2000	Erik Lindebo	Capacity Development of the EU and Danish Fishing Fleets
9/00	Oktober 2000	Max Nielsen	Calculations of Danish prices of unprocessed seafood
8/00	August 2000	Paul Rye Kledal	Økologisk jordbrug for fremtiden? – en økonomisk analyse af de po- tentielle økologiske jordbrugere

7/00 Juli 2000	Steffen Møllenberg	Gartnerierhvervets produktivitetsudvikling – samt udviklingen i mængder og priser, herunder bytteforhold, mellem 1980 og 1998/99
6/00 July 2000	Henning Porskrog	Calculation SGM. How we do it in Denmark
5/00 July 2000	Arne Lauridsen, Ole Olsen og Svend Sørensen	Driftsgrenøkonomi for økologisk jordbrug 1998/99
4/00 June 2000	Hild Rygnestad	Integrating environmental economics and policy analyses in a geographical information system
3/00 May 2000	Chantal Pohl Nielsen and Kym Anderson	GMOs, Trade Policy, and Welfare in Rich and Poor Countries
2/00 Februar 2000	Niels Tvedegaard	Omlægning til økologisk planteavl – analyse af de økonomiske konsekvenser på udvalgte planteavlsbedrifter
1/00 Februar 2000	Tove Christensen & Hild Rygnestad	Environmental Cross Compliance: Topics for future research
24/99 December 99	Jens Abildtrup	Status for miljøvenlige jordbrugsforanstaltninger, kortlægning af fremtidige analysebehov
23/99 December 99	Jesper S. Schou	Integrerede økonomi- og miljøanalyser for dansk landbrug Sammenfatning af arbejder i Ph.D afhandlingen
22/99 December 99	Jørgen Dejgaard Jensen, Knud Kristensen and Connie Nielsen	Estimating Behavioural Parameters for CGE-Models: Using Micro-Econometrically Estimated Flexible Functional Forms
21/99 December 99	Hild Rygnestad og Jesper S. Schou	Miljøøkonomiske analyser: Kvælstofoverskud og datakrav

20/99	December 99	Nicolaj H. Nørgaard	Sammenhæng imellem driftsøkonomi og brysthindear hos svin
19/99	December 99	Erik Lindebo	Fishing Capacity and EU Fleet Adjustment
18/99	December 99	Lars-Bo Jacobsen	Samfundsøkonomiske virkninger af kvælstofafgifter I landbruget
17/99	November 99	Knud Kristensen	A Consistent Estimate of Danish Agriculture's Production Function
16/99	September 99	Niels Tvedegaard	Omlægning til økologisk svine- og planteproduktion - analyse af de økonomiske konsekvenser på udvalgte bedrifter
15/99	September 99	Hild Rygnestad	The Agenda 2000 policy reform for agriculture and rural development. Opportunities and limits for environmental protection
14/99	September 99	Erik Lindebo	A Review of Fishing Capacity and Overcapacity
13/99	September 99	Max Nielsen	EU Seafood Markets – Integration and Demand
12/99	September 99	Jesper Levring Andersen	A Review of the Basic Biological and Economic Approaches to Fishing Effort
11/99	September 99	Jesper T. Graversen	Implementering af multi-site konceptet - en organisationsøkonomisk vurdering af incitament, muligheder og begrænsninger
10/99	Juli 99	Ole Olsen, Svend Sørensen og Christian Tronier	Driftsgrenøkonomi for økologisk jordbrug 1997/98
9/99	Juni 99	Kim Martin Lind	Long-run Behavior and Uncertainty in World Cereal Markets

8/99 Juni 99	Nicolaj H. Nørgaard	Driftsøkonomisk betydning af salmonella hos svin
7/99 April 99	Chantal Pohl Nielsen	EU Enlargement and The Common Agricultural Policy: Modeling Issues
6/99 Marts 99	Tove Christensen Jesper S. Schou	Oversigt over økonomiske analyser af landbrugets pesticidanvendelse
5/99 Marts 99	Lars-Bo Jacobsen og Søren E. Frandsen	Analyse af de samfundsøkonomiske konsekvenser af en omlægning af dansk landbrug til økologisk produktion
4/99 Februar 99	Søren Svendsen	Teorigrundlag for undersøgelse af formaliserede samarbejder
3/99 Februar 99	Michael Parsby og Håkan Rosenqvist	Energiafgrødernes produktionsøkonomi - med særlig fokus på pil
2/99 Februar 99	Knud Kristensen and Jørgen Dejgaard Jensen	Danish Farmers' Adjustment Capabilities: The Case of Fertiliser Regulation
1/99 Januar 99	Søren E. Frandsen og Hans G. Jensen	Kan velfærdsændringer i de generelle ligevægtsmodeller forklares? En dekomponering af den ækvivalerende variation
13/98 December 98	Jesper S. Schou	Undersøgelse af landbrugets pesticidanvendelse – Metode, data og resultater
12/98 November 98	S.E. Frandsen, H.G. Jensen and D.M. Vanzetti	Expanding 'Fortress Europe' Implication of European enlargement for non-member regions
11/98 November 98	Hans G. Jensen, Søren E. Frandsen and Christian F. Bach	Agricultural and Economic-Wide Effects of European Enlargement: Modelling the Common Agricultural Policy

10/98	Oktober 98	Michael H. J. Stæhr	Elasticities in the GTAP-Model
9/98	September 98	Chantal Pohl Nielsen	Economic structures and trade patterns of Denmark, the EU and the CEECs – Extracts from the GTAP database
8/98	September 98	Chantal Pohl Nielsen	The GTAP Database Content and Methodology
7/98	August 98	Søren Svendsen	Regnskabsanalyse af 11 driftsfælleskaber om malkekvæg
6/98	Juli 98	Steffen Møllenberg og Henrik B. Pedersen	Grønne afgifter, energitilskud og gartnerierhvervets økonomi
5/98	Juni 98	Ole Olsen, Svend Sørensen og Christian Tronier	Driftsgrenøkonomi for økologisk jordbrug 1996/97
4/98	June 98	Lars-Bo Jacobsen	The Danish Contribution to the GTAP Database Methodological and Practical Issues
3/98	Juni 98	Boie S. Frederiksen og Anne H. Johannessen	Ledsageforanstaltningernes anvendelse – et studie af incitamentforhold
2/98	June 98	Kim Martin Lind	An I(2) Analysis of a Factor Demand System Applied to Danish Pig Production
1/98	June 98	Christian F. Bach and Søren E. Frandsen	European Integration and the Common Agricultural Policy