

VÄKILANNOITTEIDEN KYSYNTÄ

**Jakautuneita viiveitä sisältävien mallien sovellutuksia Suomen väkilannoit-
teiden käyttömäärien vaihteluiden selittämisessä ja ennakoinnissa**

Summary: Demand for Fertilizer: Distributed Lag Models for Explaining
and Forecasting Variations in Fertilizer Consumption in Finland

MARKKU NEVALA

Maatalouden taloudellinen tutkimuslaitos, Rukkila, 00001 Helsinki 100
The Agricultural Economics Research Institute, Finland Rukkila,
SF-00001 Helsinki 100, Finland

SISÄLLYS

Sivu

1. JOHDANTO	47
1.1. Maamme väkilannoitepolitiikasta toisen maailmansodan jälkeen	47
1.2. Tutkimuksen tarkoitus	48
1.3. Tilastoaineisto ja havaintojen aikayksikkö	49
2. VÄKILANNOITTEIDEN HANKINTAMÄÄRISSÄ TAPAHTUNUT KEHITYS ...	50
2.1. Aikasarja-analyysien menetelmät	51
2.2. Typpi	52
2.3. Fosfori	54
2.4. Kali	56
2.5. Kasviravinteet yhteensä	57
3. VÄKILANNOITTEIDEN KÄYTTÖMÄÄRIÄ SELITTÄVÄ MALLI	58
3.1. Teoreettisista perusteista	58
3.2. Väkilannoitteiden käytön riippuvuussuhteet	59
3.3. Jakautuneita viiveitä sisältävät mallit	61
3.3.1. NERLOVE:n osittaisen sopeuttamisen periaatteeseen perustuva malli	61
3.3.2. ALMON:in polynomiaalisen viiverakenteen sisältävä malli	62
4. PARAMETRIEN ESTIMAATIT	64
4.1. Estimointimenetelmät ja tulosten testaus	64
4.2. Muuttujien määrittely	65
4.3. Parametrien estimaatit väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääriä selittävistä malleista	67
4.3.1. Polynomiaalisen viiverakenteen mallit	69
4.4. Parametrien estimaatit väkilannoitteiden käyttöä hehtaaria kohden selittävistä malleista	73
5. TULOSTEN TARKASTELUA: MALLIEN TUOTTAMAT ENNUSTEET LANNOITUSVUOSILLE 1973/74 JA 1974/75	76
6. YHTEENVETO JA JOHTOPÄÄTELMIÄ	78
7. KIRJALLISUUS	82
SUMMARY	83
LIITTEET	85

NEVALA, M. 1976. **Demand for fertilizer: Distributed lag models for explaining and forecasting variations in fertilizer consumption in Finland.** J. Scient. Agric. Soc. Finl. 48: 45—89.

Abstract. Different types of distributed lag models were constructed for the aggregate fertilizer consumption in Finland. The main attention was focused upon those models that could be used for forecasting variations in fertilizer consumption.

Before specification of the demand models, a method of time series analysis (EPA-method consisting of several subsequent moving averages) was applied to quarterly time series data on the quantities of the main plant nutrients to divide them into three components: 1) trend cycle-, 2) seasonal- and 3) irregular components. In addition, the average growth rates for fertilizer consumption were computed for different periods.

In the formulation of demand models it was assumed that the variations in fertilizer consumption depend on the variations in the prices of fertilizer, agricultural products and other farm inputs as well as on the variations in the farm cash receipts. Two types of distributed lag models were used: 1) polynomial lag models (formulated by Almon) and 2) Nerlovian partial adjustment models.

Polynomial lag formulations seemed to give the best results as compared to a priori hypotheses. The demand for fertilizer was found to be rather elastic with respect to the price ratio between fertilizer and agricultural products. The response of the farmers, however, spreads with respect to time: at its highest, the response is about two economic years after the change in the price ratio. Also, the variations in farm cash receipts were found to be an important determinant of the variations in fertilizer consumption.

In order to test the validity of the constructed models for forecasting purposes, ex-post forecasts of total fertilizer consumption were computed for the economic year 1973/74 and ex-ante forecasts for the economic year 1974/75 by means of some models.

1. Johdanto

1.1. *Maamme väkilannoitepolitiikasta toisen maailmansodan jälkeen*

Väkilannoitteiden käyttömäärät hehtaaria kohden ovat maassamme viime vuosina olleet yleiseurooppalaisella tasolla. FAO:n (1974, ss. 19—22) tekemien arvioiden mukaan talousvuonna 1972/73 käytettiin Euroopan maissa kasviravinteita keskimäärin 189 kg hehtaaria kohden. Esimerkkinä tästä on seuraavassa asetelmassa esitetty eri Pohjoismaista pääkasviravinteiden käyttö-tasojä osoittavat luvut, jotka vertailukelpoisuuden parantamiseksi on johdettu FAO:n tilastoista.

	Typpi (N) kg/ha	Fosfori (P ₂ O ₅) kg/ha	Kali (K ₂ O) kg/ha	Yhteensä kg/ha
Tanska	123.4	53.7	76.2	253.3
Suomi	73.7	68.6	54.0	196.3
Norja	99.1	64.3	84.7	248.1
Ruotsi	71.2	49.5	56.1	176.8

Toisen maailmansodan jälkeisinä vuosina olivat väkilannoitteiden käyttömäärät maassamme selvästi pohjoismaisen tason alapuolella (kts. PIHKALA 1955, s. 14). Siten kasvuvauhti on meillä ollut nopeampaa kuin muissa Pohjoismaissa. Useat eri tekijät ovat mahdollistaneet tämän nopean kasvun. Perimmäisenä syynä on kuitenkin pidettävä sitä, että väkilannoitteiden hinnat ovat maataloustuotteiden ja väkilannoitteita korvaavien tuotannontekijöiden hintoihin verrattuna pysyneet verrattain alhaisella tasolla (vrt. liitetaul. 4), mikä on luonut edellytykset väkilannoitteiden käytön lisäämiseen maatalousyhtyrityksissä.

Valtiovalta on monin erilaisin toimenpitein tukenut väkilannoitteiden käytön lisäämispyrkimyksiä parantaakseen maataloutemme tehokkuutta elin tarvikkeiden tuottajana. Sen lisäksi, että se on pyrkinyt turvaamaan mahdollisuudet riittävien väkilannoitemäärien häiriöttömään saantiin luomalla valtiojohtoisen yrityksen puitteisiin lannoiteteollisuutta, se on käyttänyt myös hintapoliittisia keinoja tavoitteidensa toteuttamiseen. 1940- ja 1950-luvuilla välineistöön kuuluivat hintasäännöstely, subventiot lannoitetehtaille, ilmaisjakelut pienille viljelmille, rahtivapaus rautatiekuljetuksissa yms. toimenpiteet, joita PERNU (1955 a, ss. 31—43) selvittää seikkaperäisesti tarkastellessaan maamme toisen maailmansodan jälkeistä väkilannoitepolitiikkaa.

Sittemmin osa näistä edistämistoimista on lakkautettu ja osa muuttanut muotoaan (esim. ilmaisjakelu). Kuitenkin väkilannoitteiden hinnat ovat jatkuvasti olleet tavalla tai toisella säännöstelyn alaisia, minkä tavoitteena on ollut kontrolloida väkilannoitteiden hintojen nousuja. Konkreettinen ilmentymä tästä valvonnasta on vuodesta 1973 lähtien valtion budjettivaroista maksetut subventiot lannoiteteollisuudelle. Nämä tukitoimet katsottiin silloin tarpeelliseksi, etteivät raaka-aineiden maailmanmarkkinahinnoissa tapahtuneet voimakkaat nousut olisi koko painollaan nostaneet väkilannoitteiden vähittäishintoja.

1.2. Tutkimuksen tarkoitus

Tässä raportissa esitettävä selvitystyö sai alkunsa maatalouden ylituotantoa koskevan keskustelun käydessä vilkkaimmillaan. Useissa yhteyksissä tarkasteltaessa ylituotantotilanteen jatkuvuutta viitattiin siihen, että maataloustuotannon volyymin kehitys riippuu maamme peltoalassa tapahtuvien muutosten ohella myös väkilannoitteiden käyttömäärien kehityksestä (esim. Maatalouskomitea 1967 ja 1969). Toisaalta myös empiiriaan perustuvissa kokonaistason analyyseissa (IHAMUOTILA 1972, KETTUNEN ja ROUHIAINEN 1972) saatiin viitteitä maataloustuotannon määrän herkkyydestä väkilannoitepanoksen muutoksiin.

Väkilannoiteilla on kiistattomasti keskeinen sija maataloutemme tuotantopotentialin määräytymisessä. Siitä, millä tavalla väkilannoitteet tässä maatalouden tuotantosysteemissä vaikuttavat, saa käsityksen kuviosta 6, joka tosin on äärimmäisen yksinkertaistettu tällaiseen tarkasteluun. Siitä kuitenkin käy ilmi se perusajatus, että tuotannontekijöiden käyttötasot määräävät valtaosalta maatalouden tuotostason. Tästä puolestaan päädytään väistämättä siihen toteamukseen, että ymmärtääksemme entistä paremmin

maataloustuotteiden tarjontailmiöitä maataloustuotemarkkinoillamme, olisi meidän tunnettava myös ne tekijät, joiden perusteella maatalousyriykset määräävät tuotannon tekijöiden käyttötasonsa. Meidän on myös voitava määrittää yritysten reaktioiden voimakkuus näiden tekijöiden muutoksiin.

Kuitenkin kokonaistason analyysit, joissa pyrittäisiin selittämään tuotannon tekijöiden hankintakäyttäytymistä maatalousyriyksissä puuttuvat maastamme lähes kokonaan. Väkilannoitteiden kohdalla HAIKALA:n (1955, ss. 209—224) kasviravinteiden kysyntää koskeva analyysi vuosilta 1928—1952 lienee ainoa, joka maassamme on tästä aiheesta tehty. Joukko väkilannoitteiden käytön kehitystä tarkastelevia selvityksiä on tehty em. tutkimuksen jälkeenkin mutta niitä ei ole kohdistettu varsinaisesti riippuvuussuhteiden analyysiin (esim. TURKKI 1972, PERNU 1955 b). Pääasiassa maamme väkilannoitteiden käyttöä koskeva selvitystyö on ollut normatiivista. Niissä on pyritty etsimään ja selvittämään optimaalisia väkilannoiteannoksia ja kasviravinnekominaatioita eri kasveille ja erilaisissa olosuhteissa.

Näistä havainnoista heräsi ajatus selvittää maamme maataloussektorin väkilannoitteiden käyttöä ja käytön määräytymiseen vaikuttavia tekijöitä. Paitsi riippuvuussuhteiden määrittämisestä on tämän selvityksen tavoitteena pidettävä sitä, että se — väkilannoitteiden osalta — loisi pohjaa maataloustuotantoa ja siinä tapahtuvia vaihteluita koskevien mallien rakentamiselle. Olenainen kysymys alkutyössä olikin se, onko tilastoaineiston yms. tekijöiden rajoissa löydettävissä muuttujia ja menetelmiä, joilla väkilannoitteiden käyttömääriä voitaisiin ennakoida tiettyjen olettamusten perusteella.

Tämä selvitys lähtee siten käytännön tarpeista. Siinä pyritään rakentamaan ekonometrisia väkilannoitteiden käytön määräytymistä selvittäviä malleja. Nämä mallit testataan empiirisen aineiston pohjalta ja niitä sovelletaan väkilannoitteiden käytön ennakointiin. Yleisesti on todettu, että tavoitteet mallien käytössä määräävät suuressa määrin mallien rakenteen, muuttujat yms. (kts. esim. NIITAMO ja SOIVIO 1964, s. 137). Tämän työn mallien käyttötarkoitus edellyttää muuttujilta ennen kaikkea helppoa ennustettavuutta. Samalla edellytetään myös yksinkertaisia mallirakenteita, jotka kuitenkin tuottaisivat hyviä tuloksia käyttäjille. Mallien rakentamisen pohjaksi ja riippuvuussuhteiden spesifioimiseksi on tutkimuksen alussa tarkasteltu väkilannoitteiden käytön viimeaikaista kehitystä maassamme aikasarja-analyttisin metodein.

1.3. Tilastoaineisto ja havaintojen aikayksikkö

Maatalousyriyten hankkimia väkilannoitemääriä ei maassamme varsinaisesti tilastoida. Tämä kohde jäi Maatilahallituksen tilastotoimesta pois 1960-luvun vaihteessa. Siksi ainoat lähtötiedot maatalousyriyten väkilannoitehankintojen kartoittamiseen ovat Kemira Oy:n (aik. Rikkihappo Oy) väkilannoitteiden myyntitilastot (kts. Väkilannoitteiden myynti . . .). Peittävyydeltään nämä tilastot ovat soveliaita tämän tutkimuksen tarkoitukseen, sillä Kemira Oy vastaa käytännöllisesti katsoen kokonaan maamme väkilannoitehuollosta. Niinpä tässäkin selvityksessä käytettävät tilastosarjat väkilannoitteiden käytöstä maassamme perustuvat em. myyntitilastoihin (katso osa 4.2.).

Voidaan olettaa, että Kemira Oy:n tilastoimat väkilannoitteiden myyntimäärät ovat verrattain hyvä vastine tämän tutkimuksen kohteelle: maatalousyriyten väkilannoitteiden hankintamäärille. Tosin eroja kahden em. suureen välille voi aiheutua tukku- ja vähittäiskaupan varastoinnista. Erot voidaan kuitenkin olettaa suhteellisesti verrattain pieniksi varsinkin pitkää aikaväliä — esimerkiksi vuoden pituista ajanjaksoa — koskevilla tilastoissa. Pitkään jatkunut pyrkimys kohti suoria toimituksia tehtaalta väkilannoitteiden kulutusyksikköön — maatalayritykseen — on merkinnyt sitä, että varastointi kaupan piirissä on menettänyt merkitystään. Poikkeamat neljännesvuosiaineistossa saattavat sen sijaan olla suhteellisesti suuremmat, mutta tietoja varastoinnista kaupan piirissä ei ole käytettävissä.

Tästä syystä raportissa puhutaankin maatalousyriyten väkilannoitteiden käyttö- tai hankintamääristä, vaikka kaikki väkilannoitteiden volyyymi- ja hintalaskelmiin tarvittavat tiedot on kerätty Kemira Oy:n laatimista myyntitilastoista. Neljännesvuosittaista aineistoa käsiteltäessä puhutaan raportissa yksinomaan väkilannoitteiden osto- tai hankintamääristä.

Kysyntämallin rakenteen kannalta on erityistä merkitystä sillä, minkälaiseksi muuttujien havaintoarvojen mittaamisessa käytettävä aikayksikkö valitaan. Useissa tapauksissa päädytään erilaisiin malliratkaisuihin riippuen siitä, millä tavalla aikayksikkö ankkuroituu mallin pohjana olevan systeemin tapahtumasarjaan (esim. tuotantoprosessiin).

Tässä työssä valinta ei ole kovinkaan ongelmallinen. Aikayksikkönä kysyntäanalyyseissä käytetään lannoitusvuotta, joka tarkoittaa ajanjaksoa heinäkuun alusta seuraavan vuoden kesäkuun loppuun. Tätä valintaa puolustaa ensinnäkin se, että väkilannoitteita koskeva tilastoaineisto on parhaiten saatavissa lannoitusvuosittaisena. Toisaalta väkilannoitteiden käytön määräytymistä selittävässä mallissa muuttujien havaintoyksikön valinta on perustuttava peltoviljelyn tuotantoprosessin kulkuun. Syksyllä kylvettävät kasvit huomioon ottaen lannoitusvuosi täyttää parhaiten tämän vaatimuksen.

Tilastoaineistojen asettamien rajoitusten vuoksi kysyntäanalyyseissä estimointiajanjaksoksi valittiin lannoitusvuodet 1951/52—1972/73. Tietoja väkilannoitteiden käyttömäärästä olisi saatavissa myös tätä aikaisemmalta ajalta, mutta sodanjälkeisten säännöstelytoimenpiteiden takia nämä vuodet eivät liene soveliaita kysyntäanalyysein pohjaksi. Toisaalta eräiden selittävien muuttujien havaintoarvojen kerääminen aikaisemmilta vuosilta tuotti ylivoimaisia vaikeuksia.

2. Väkilannoitteiden hankintamäärissä tapahtunut kehitys

Väkilannoitteiden käyttömäärissä on nouseva suuntaus ollut vallitseva, kun asiaa tarkastellaan pitkällä aikavälillä. Kasvavat kasviraavinneannokset ovat nostaneet peltoviljelyn satotasoa. Kannattavuutta osoittavista laskelmista palautteena saatu tieto väkilannoitteiden käytön edullisuudesta on ilmeisesti antanut yrityksille aiheen väkilannoitteiden käytön lisäämiseen myös tulevana tuotantokausina. Tällainen kuva ei kuitenkaan aivan täsmää todellisuuden kanssa lyhyen aikavälin tarkasteluissa. Poikkeamat nousevasta kehityssuunnasta ovat yksittäisten vuosien kohdalla saattaneet olla merkittäviä.

Tämän työn tehtävänasettelu voidaan kiteyttää kysymyksiin:

1) mitkä tekijät voivat aiheuttaa em. vaihtelut ja 2) minkä takia mataloussektorin reaktiot ovat vuosittain erilaisia. Siksi väkilannoitteiden käyttömäärissä tapahtuneiden vaihteluiden ja kehitystendenssien tarkastelu jo sinällään tarjoaa hyvän lähtökohdan asetettujen tehtävien toteuttamiseksi.

Tässä tarkastelussa rajoitutaan siihen kehitykseen väkilannoitteiden käyttömäärissä, joka on tapahtunut 1950-luvun vaihteesta lähtien. Sitä aikaisempien vuosien osalta tyydytään vain viittaamaan PERNU:n (1955, ss. 44–92) ja PIHKALA:n (1955, ss. 13–23) asiaa koskeviin selvityksiin.

2.1. Aikasarja-analyysien menetelmät

Väkilannoitteiden hankintamääriä koskevassa aikasarja-analyysissä tarkasteltavan tuotteen homogeenisuusehdon täyttäminen on ongelmallinen. Ko. tuoteryhmään tarkoittaa varsin epäyhtenäistä joukkoa erilaisia lannoitusaineita. Lisäksi uusia kauppanimikkeitä on tullut jatkuvasti markkinoille ja aikaisemmin markkinoilla olevissa kauppanimikkeissä on tapahtunut muutoksia (lannoitteet ovat esimerkiksi väkevöityneet). Siten eri vuosina hankittuja lannoiteainemääriä ei voi sellaisenaan verrata keskenään vaan kehityskuvan arviointi edellyttää eri vuosien lannoitemäärien yhteismitalliksi saattamista. Keinoja tähän ovat esimerkiksi erilaiset volyyymi-indeksit, joihin palataan lähemmin kysyntäanalyysin muuttujia selvitettäessä (osa 4.2.). Tietty yhteismitallisuus aikasarjan eri vuosina saavutetaan, jos tarkastellaan väkilannoitteiden sisältämiä kasviraavinteiden määriä ja niissä tapahtunutta kehitystä. Itse asiassahan tuottajien päätökset väkilannoitteiden hankinnassa kohdistuvat kasviraavinteisiin.

Kappaleissa 2.2.–2.6. analysoidaan kolmen pääkasviraavinteiden myyntimääriä koskevia aikasarjoja. Typeä, fosforia ja kalia koskevat aikasarjat tarkoittavat kunkin kasviraavinteiden kokonaismyyntiä maassamme erilaisissa yksiraavinteisissa ja moniraavinteisissa maatalouteen tarkoitetuissa lannoitteissa. Pohjana analyysissä on Kemira Oy:n tilastoista johdetut aikasarjat.

Keskimääräisen vuotuisen kasvuvauhdin laskemiseksi on ko. aikasarjoista estimoitu eksponentiaalisen trendifunktion¹⁾. Niiden regressiokertoimista on mahdollista johtaa keskimääräiset vuotuiset kasvuprosentit, jotka ovat korkoa korolle periaatteen mukaisia. Näitä keskimääräisiä kasvuprosentteja on tässä laskettu useille eri ajanjaksoille.

Voidaksemme paremmin arvioida tapahtuneita vaihteluita ja kehityssuuntia väkilannoitteiden käytössä, on kasviraavinteiden neljännesvuosittaista myyntiä koskevat aikasarjat tutkittu aikasarja-analyttisin metodein. Analyysi rajoitettiin vuosia 1961–1973 koskevaksi siitä syystä, että vasta mainitusta alkuvuodesta lähtien on menetelmän vaatimat yhtenäiset tilastotiedot väkilannoitteiden myynnistä saatavissa. Kasviraavinteiden myyntiä koskevat aikasarjat on jaettu komponentteihinsa seuraavasti: 1) trendi-suhdannekomponenttiin, 2) kausivaihtelukomponenttiin ja 3) epäsäännöllisen vaihtelun

¹⁾ $Y_{it} = ab_i^t$ eli $\log Y_{it} = \log a + t \log b_i$, jossa Y_{it} = i:n kasviraavinteiden käyttömäärä lannoitusvuonna t, a = vakio ja t = aikasarja (1, 2, ...) ja $\log b_i$ regressiokerroin. Keskimääräinen vuotuinen kasvuprosentti (r_i) on laskettavissa b_i :n arvosta: $r_i = 100 b_i - 100$.

komponenttiin. Tähän tehtävään käytettiin Japanissa kehitettyä EPA-metodia, jonka on todettu soveltuvan hyvin nopeasti kasvavien aikasarjojen analysointiin ja kausivaihtelun puhdistamiseen (SAITO, 1972). EPA-metodia käytettäessä aikasarjan jakaminen komponentteihinsa tapahtuu useiden peräkkäisten liukuvien ja keskistettyjen liukuvien keskiarvolaskelmien avulla seuraavasti:

$$(1.1.) O_t = TC_t + S_t + I_t \text{ tai}$$

$$(1.2.) O_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t, \text{ jossa}$$

O_t = Alkuperäinen aikasarja

TC_t = Trendi-suhdannekomponentti em. aikasarjassa

S_t = Kausivaihtelukomponentti em. aikasarjassa

I_t = Epäsäännöllisen vaihtelun komponentti em. aikasarjassa.

Metodiin sisältyy sekä additiivinen että multiplikatiivinen malli. Tässä työssä käytetään pelkästään additiivista mallia. Siinä kaikilla em. komponenteilla on alkuperäisen sarjan dimensio.

Varsinaisia aikasarja-analyttisiä menetelmiä on viime aikoina käytetty myös taloudellisten ilmiöiden ennakointiin. Tällaisia stokastisten mallien rakentamismenetelmiä sekä niiden sovellutuksia ennakointiin ovat kehittäneet erityisesti BOX ja JENKINS (1970). Yksinkertaistaen ilmaistuna heidän menetelmänsä periaatteena on löytää ennakointiin sopiva vähäparametrinen malli tutkimalla aikasarjan (oletetaan stokastiseksi ja stationääriseksi) kahden aikapisteen havaintojen keskinäistä riippuvuutta.

Alunperin tässä työssä oli tarkoituksena kokeilla myös BOX ja JENKINS:in kehittämää malleja väkilannoitteiden käyttömäärien ennakoinnissa. Tästä kuitenkin myöhemmin luovuttiin. Näiden mallien kohdallahan on niin, että antaakseen hyviä ennusteita täytyy ko. aikasarjan tuottaneen prosessin luonteen pysyä koko ajan muuttumattomana (kts. LESKINEN, 1973 s. 11). Kun otetaan huomioon, minkälaisia muutoksia maataloussektorissamme on tapahtunut ja tapahtuu, eivät oletukset väkilannoitteiden käyttöä koskevan aikasarjan tuottaneen prosessin muuttumattomuudesta ole puolustettavissa. Tämä antaa aiheen olettaa, että väkilannoitteiden käytön ennakointiin rakenneyhtälöt ovat parempia välineitä kuin em. mallirakennelmat.

2.2. *Typpi*

Typpeä voivat maatalousyritykset ostaa useissa erilaisissa yksiravinteisissä typpilannoitteissa. Niinikään typpi sisältyy useimpiin moniravinteisiin lannoiteaineisiin. Viime vuosina noin kolmannes typestä on hankittu yksiravinteisissä lannoiteaineissa. Tämä osuus on selvästi suurempi kuin muiden kasviravinteiden hankinnassa.

1950-luvun vaihteessa typpeä käytettiin noin 10 kg hehtaaria kohden. Käyttömäärä on tästä kuusinkertaistunut 1970-luvun alkuvuosiin mennessä (noin 60 kg/ha). Suurin syy muita kasviravinteitä nopeampaan kasvuun lienee se, että typen hintakehitys maatalousyrityksille on ollut edullisempi kuin muiden kasviravinteiden (vrt. liitteet 3–5). Typen hinta on em. ajanjakson kuluessa kasvanut noin 2,5-kertaiseksi.

Typhen myyntiä koskevasta aikasarjasta estimoidut eksponentiaaliset trendifunktiot sekä niistä lasketut keskimääräiset vuotuiset kasvuprosentit eri ajanjaksoilta muodostuvat seuraaviksi.

Ajanjakso	Yhtälö	Keskim. vuot. kasvu, %
1949/48–1959/60:	$\log N_t = 4.0879 + 0.0595 t$	14.7
1948/49–1972/73:	$\log N_t = 4.1662 + 0.0456 t$	11.1
1959/60–1972/73:	$\log N_t = 4.2172 + 0.0425 t$	10.3

joissa
 N_t = Typhen myynti lannoitusvuonna t, tonnia
t = Aikasarja, jossa t = 1 (1948/49)25 (1972/73)

Asetelmasta ilmenee, että 1950-luvun kuluessa typhen käytön keskimääräinen kasvuvauhti oli noin 14.7 % lannoitusvuotta kohden. Tutkimuskauden toisella puoliskolla typpimäärän suhteellinen kasvunopeus jäi edellistä pienemmäksi ja koko ajanjaksolta kasvuvauhdiksi saadaankin 11.1 % lannoitusvuotta kohden. Kuitenkin kasvuvauhdissa yksittäisten vuosien kohdalla on suuriakin eroja (liite 3). Ääriarvot typhen käytön lannoitusvuotuiselle muutokselle ovat +45.0 % (1951/52) ja -8.5 % (1961/62).

Lähemmin tyyppä koskevaa aikasarjaa vuosilta 1961–73 on analysoitu EPA-metodilla. Alkuperäinen aikasarja sekä sen eri komponentit on esitetty graafisesti kuviossa 1.

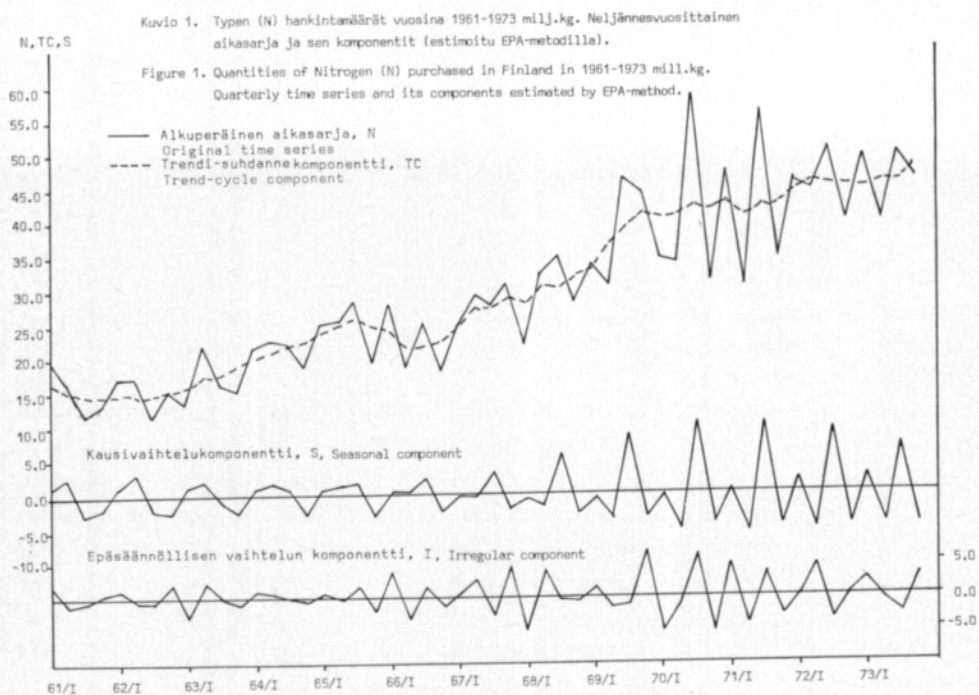
Trendi-suhdannekomponentin kuvaajasta ilmenee, että typhen käytön voimakkaan kasvun aikaa ovat olleet 1960-luvun loppuvuodet. Selvät taantumat käyttömäärien kasvussa on nähtävissä vuosien 1961–62 ja 1965–66 kohdalla. 1970-luvulla kasvuvauhti näyttää selvästi hiljentyvän. Sen sijaan epäsäännöllisen vaihtelun komponentti saa 1970-luvulla entistä voimakkaamman amplitudin.

Typhen myyntiä koskevan aikasarjan kausivaihtelukomponentissa havaitaan selvä muutos 1960-luvun loppupuolella. Vuosikymmenen alussa typhen hankinta keskittyi toiselle vuosineljännekselle ja kolmannella ja neljännellä neljänneksellä hankintamäärät olivat huomattavasti alhaisempia kuin toisella neljänneksellä. Typhen hankintojen huippu näyttää nyt ajoittuvan kolmannelle vuosineljännekselle, jolloin typpimäärät ovat 5–10 milj. kg keskimääräisiä neljännesvuosihankintoja suuremmat.

Etsittäessä syitä typhen hankintojen kausivaihtelun muuttumiseen on huomiota kiinnitettävä ennenkaikkea nurmiviljelyn tehostumiseen. Ei voida myöskään unohtaa kausihinnoittelun muuttumista ja toisaalta viljelijöiden asenteiden muuttumista väkilannoitteiden hankinnassa. Tätä asenteiden muuttumista on auttanut pakkausaineiden parantuminen, joka mahdollistaa entistä paremman lannoitteiden varastoinnin.

Keskimääräiseksi vaihteluksi alkuperäisessä aikasarjassa ja sen eri komponenteissa saadaan seuraavat:

		tonnia
Alkuperäinen havaintosarja		7 285.9
Trendi-suhdannekomponentti	TC(N)	1 084.7
Kausivaihtelukomponentti	S(N)	5 391.3
Epäsäännöllisen vaihtelun komponentti	I (N)	3 972.7



2.3. Fosfori

Fosforin (P_2O_5) käyttö lannoitusaineena oli jo tarkasteltavan ajanjakson alkuvuosina verrattain korkealla tasolla. 1950-luvun vaihteessa hehtaaria kohden käytettiin maassamme 25–30 kg fosforihappoa (P_2O_5 , liite 4). Nykyinen käyttötaso fosforin kohdalla on 62–65 kg hehtaaria kohden eli käyttömäärä on ko. ajanjaksona vain kaksinkertaistunut. Viime vuosina typen käyttömäärä hehtaaria kohden onkin ollut suurempi kuin fosforin. Eräänä syynä tällaiseen kehitykseen voidaan pitää sitä, että fosforin hinta ko. ajanjaksona on lähes nelinkertaistunut eli noussut huomattavasti enemmän kuin esimerkiksi typen hinta.

Vuotuiset vaihtelut fosforin käyttömäärissä ovat olleet vaimeampia kuin typen kohdalla. Päinvastoin kuin typellä on viimeksi kuluneiden vuosien fosforin käytön kasvuvauhti ollut hidasta aikaisempaan kehitykseen verrattuna. Lannoitusvuosittaisesta aineistosta laskien ovat eksponentiaaliset trendifunktiot fosforin myynnille ja niiden kertoimista lasketut keskimääräiset kasvuprosentit seuraavat:

Ajanjakso	Yhtälö	Keskim. vuot. kasvu, %
1948/49–1959/60	$\log P_t = 4.7751 + 0.0175 t$	4.1
1948/49–1972/73	$\log P_t = 4.7644 + 0.0189 t$	4.5
1959/60–1972/73	$\log P_t = 4.7399 + 0.0203 t$	4.8

jossa

P_t = Fosforin käyttö lannoitusvuonna t, tonnia

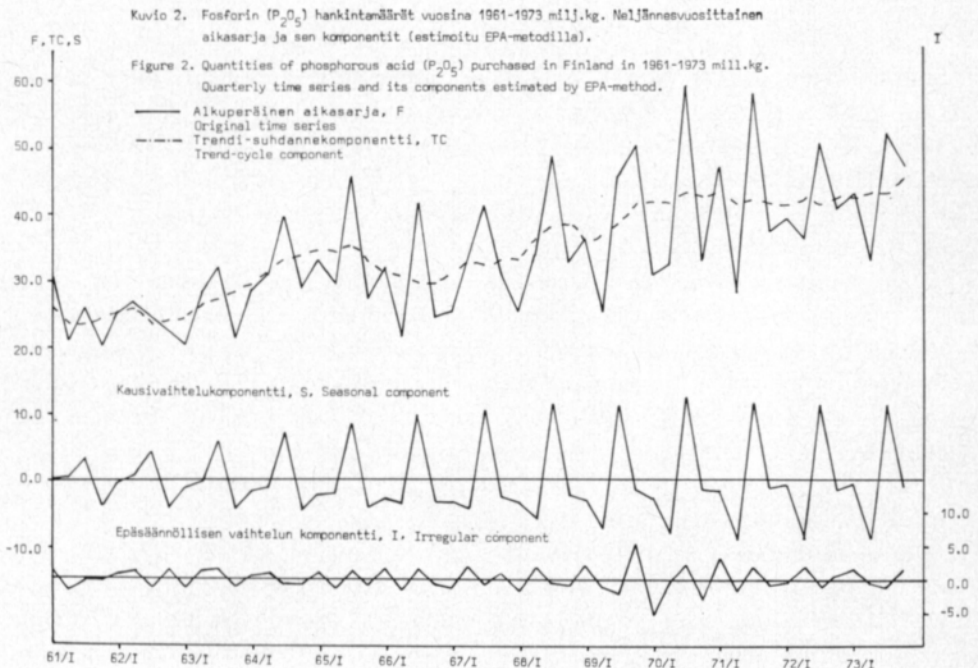
t = Aikasarja, jossa t = 1 (1948/49)25 (1972/73)

1950-luvulla fosforin käyttö kasvoi keskimäärin 4.1 % vuotta kohden, mutta vuotuiset vaihtelut kasvuprosentissa ovat verrattain suuret. Ääriarvot ovat +18.4 % (1949/50) ja -5.1 % (1954/55). Kasvuvauhti on 1960-luvun vaihteesta lähtien pysynyt suhteellisesti saman suuruisena kuin 1950-luvullakin. Vuotuiset kasvuvauhdin ääriarvot ovat tällöin +19.7 % (1963/64) ja -4.7 % (1961/62). Koko ajanjaksolta estimoitu kasvuprosentti jää em. lukujen väliin. On kuitenkin huomattava, että viimeksi mainittu trendifunktio sopi huonosti havaintoaineistoon ($r^2 = 0.75$).

Kuviosta 2 saa käsityksen fosforin myyntiä koskevan aikasarjan eri komponenteista, jotka on estimoitu EPA-metodilla.

Huomio kiintyy erityisesti kausivaihtelukomponenttiin. Päinvastoin kuin typellä fosforin kausivaihtelukomponentti on pysynyt jokseenkin samanmuotoisena koko tarkasteltavan ajanjakson ja vain sen amplitudi on fosforin kokonaismäärän mukana noussut. Hankintojen huippu ajoittuu kolmannelle neljännekselle ja alhaisin fosforin määrä kirjataan toiselle neljännekselle. Kolmannen vuosineljänneksen hankintamäärät on 10–13 milj. kg suurempia kuin toisen neljänneksen hankintamäärät 5–10 milj. kg pienempiä kuin keskimääräinen vuosineljänneksen myyntimäärä kunakin vuonna. Lisäksi on huomattava, että fosforia koskevan aikasarjan epäsäännöllisen vaihtelun komponentti omaa koko ajan selvästi pienemmän vaihtelualueen kuin typen vastaava komponentti.

Trendi-suhdannekomponentin kuvaajasta päätellen fosforin käytön nopeimman kasvun aikaa ovat olleet vuodet 1963–65 ja 1967–69. 1970-luvun alusta lähtien trendi-suhdannekomponentin kuvaaja on lähes vaakasuora, joka viittaa siihen, että fosforin käytön kasvuvauhti on oleellisesti hidastunut näinä



vuosina. Keskimääräiset amplitudit fosforin myyntiä kuvaavan aikasarjan eri komponenteissa ovat seuraavat:

		tonnia
Alkuperäinen havaintosarja	(P)	10 070.4
Trendi-suhdannekomponentti	TC(P)	1 050.6
Kausivaihtelukomponentti	S(P)	7 697.3
Epäsäännöllisen vaihtelun komponentti	I(P)	4 687.6

2.4. Kali

Kalin (K_2O) käyttömäärä maatalouden lannoiteaineena on tarkasteltavana ajanjaksona kolminkertaistunut. 1950-luvun vaihteessa hehtaaria kohden käytetty kalin (K_2O) määrä oli noin 15–20 kg. Kaksi vuosikymmentä myöhemmin se oli noin 50 kg (liite 3). Kasvu on nopeampaa kuin fosforin kohdalla, johon eräänä syynä alhaisemman lähtötason lisäksi lienee myös se, että kalin hinta lannoitteissa ei ole noussut niin nopeasti kuin fosforin hinta tänä ajanjaksona (liitteet 4 ja 5).

Lannoitusvuosittaisista kalin hankintoja koskevasta aikasarjasta estimoidut eksponentiaaliset trendifunktiot sekä niiden kertoimista lasketut keskimääräiset vuotuiset kasvuprosentit ovat seuraavat:

Ajanjakso	Yhtälö	Keskim. tuot. kasvu %
1948/49–1959/60	$\log K_t = 4.4251 + 0.0352 t$	8.4
1948/49–1972/73	$\log K_t = 4.4698 + 0.0285 t$	6.8
1959/60–1972/73	$\log K_t = 4.5920 + 0.0222 t$	5.2

jossa

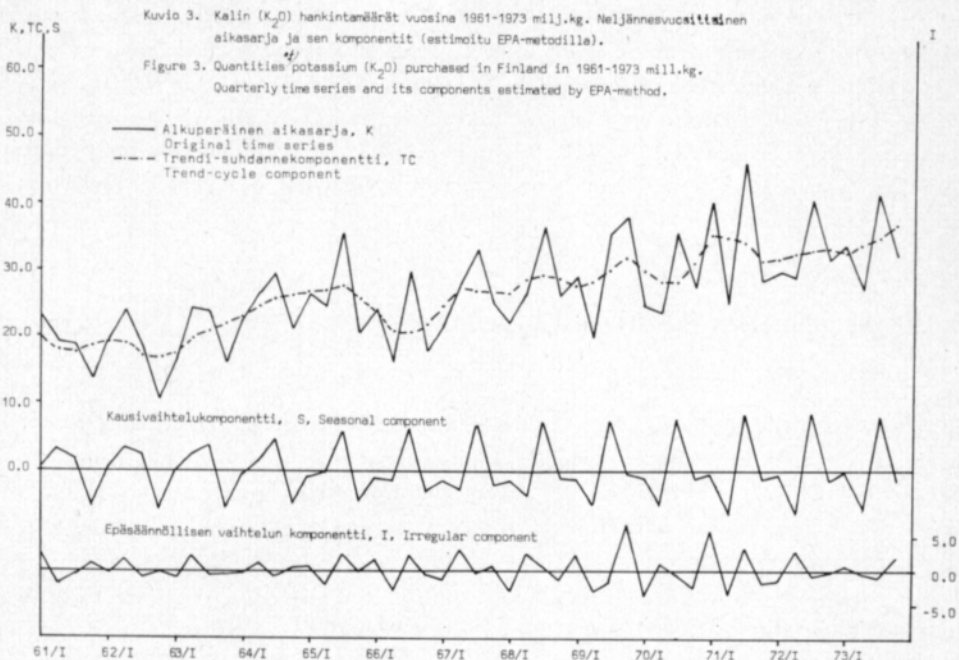
K_t = Kalin käyttö lannoitusvuonna t , tonnia

t = Aikasarja, jossa $t = 1$ (1948/49)25 (1972/73)

Lannoitusvuosina 1948/49–1959/60 kalin käytön keskimääräinen kasvu vuotta kohden oli 8.4 %. Vuotuinen muutos vaihteli tänä ajanjaksona +33.8–14.3 %:n välillä (lannoitusvuodet 1951/52 ja 1949/50). Lannoitusvuodesta 1959/60 lähtien lasketun trendifunktion mukaan kalin kohdalla kasvuprosentti jää 5.2 %:iin vuotuisten muutosten vaihdellessa +20.8 % (1963/64) ja –1.4 % (1961/62) välillä (liite 5).

Kalin myyntiä koskevan aikasarjan eri komponentit, jotka on estimoitu EPA-metodilla, on esitetty graafisina käyrinä kuviossa 3. Trendi-suhdannekomponentin kuvaajasta ilmenee sen samansuuntaisuus fosforin vastaavan komponentin kanssa. Suurimmat eroavuudet ajoittuvat 1970-luvulle. Kalin hankintamäärät näyttävät vielä nousevan silloin, kun fosforin ostomäärien kasvu näyttää jäykentyneen. Kehityksen samansuuntaisuus johtunee siitä, että noin 90 % fosforista ja kalista hankitaan seoslannoitteissa ja näissähän kasviraivannesuhteet ovat määrättyt.

Kausivaihtelukomponentti on muuttanut muotoaan kuten kuviosta voidaan nähdä. Tutkimuskauden loppupuoliskolla se on jokseenkin samanlainen kuin fosforillakin. Viime vuosina kolmannella neljänneksellä ovat kalin hankintamäärät olleet noin 10 milj. kg keskimääräisiä vuosineljännesmääriä



suuremmat. Typen kausivaihtelu poikkeaa näiden kahden kasviravinteiden hankinnan kausivaihtelusta, koska huomattava osuus typestä myydään yksiravinteisissa lannoitteissa. Kalin kohdalla epäsäännöllisen vaihtelun komponentissa, joka 1960-luvun alkupuolella oli verrattain pieni, on havaittavissa suurehkoja vaihteluita 1970-luvun alussa.

Keskimääräiset vaihtelut kalialueen koskevassa aikasarjassa ja sen eri komponenteissa ovat:

		tonnia
Alkuperäinen havaintosarja	(K)	7 441.7
Trendi-suhdannekomponentti	TC(K)	1 184.7
Kausivaihtelukomponentti	S(K)	5 880.2
Epäsäännöllisen vaihtelun komponentti	I(K)	3 041.6

2.5. Kasviravinteet yhteensä

Jos kunakin vuonna hankitut kasviravinnemäärät summataan ja vastaavat trendifunktiot ja keskimääräiset kasvuprosentit lasketaan tästä aikasarjasta saadaan tulokseksi:

Ajanjakso	Yhtälö	Keskim. vuot. kasvu, %
1948/49—1959/60	$\log R_t = 4.9874 + 0.0306 t$	7.3
1948/49—1972/73	$\log R_t = 4.9999 + 0.0283 t$	6.7
1959/60—1972/73	$\log R_t = 5.0094 + 0.0278 t$	6.6

jossa

R_t = Kasviravinteiden käyttö lannoitusvuonna t

t = Aikasarja, jossa t = 1 (1948/49) 25 (1972/73)

Suunnilleen samansuuruiset kasvuprosentit mainituille ajanjaksoille saatiin myös siitä väkilannoitteiden käytön volyyymiä kuvaavasta aikasarjasta, jota käytettiin selitettävänä muuttujana tämän tutkimuksen kysyntämallissa. Ääriarvot kasviraivanteiden käytön vuotuisissa vaihteluissa tutkimuskauden alkupuoliskolla ovat +31.5 % (1951/52) ja -15.0 % (1949/50). Jälkipuoliskolta laskettuna vastaavat ääriarvot ovat +21.7 % (1963/64) ja -4.6 % (1961/62).

3. Väkilannoitteiden käyttömääriä selittävä malli

3.1. Teoreettisista perusteista

Tuotannontekijöiden käytön suhteen ovat yritykset maataloussektorimme lopullisia päätöksentekijöitä. Koska koko sektorin väkilannoitteiden käyttömäärä muodostuu yksittäisten yritysten käyttömäärien summasta, on nykyisessä tilanteessa täysin yritysten päätösten varassa, kuinka paljon väkilannoitteita maassamme lannoitusvuosittain kulutetaan. Siksi sellaisen ekonometrisen väkilannoitteiden käyttöä koskevan mallin, joka selittää sektorin väkilannoitteiden käyttömäärien vaihtelut, täytyy tavalla tai toisella kytkeytyä maatalousyritysten päätöksentekojärjestelmään.

Täydellisen kilpailun tilanteessa toimivan yrityksen teoria on hyödyllinen lähtökohta em. mallin rakentamisessa. Tämä ennen kaikkea siitä syystä, että maatalousyritys omaa käytännössä ehkä puhtaimmillaan ne täydellisen kilpailun tilanteessa toimivan yrityksen tuntomerkit, joihin teoria pohjautuu. Sektorin rakenteen yms. seikkojen vuoksi maatalousyrityksistä muodostuu tuotomäärän sopeuttajia ulkopuolisten voimien määräämien tuotantoedellytysten muutoksiin. Käytäntöä läheisemmin ja näppärämmin tämän ilmaisee BERGQVIST (1972, s. 29) määritellessään maatalousyritykset määränsuunnitelijoiksi (kvantitetsplanerare). Hänen mukaansa ketjut tässä ovat sellaisia, että yritykset sopeuttavat tuotomääriään suunnitteleamalla tuotantopanosten käyttötasot. Tietenkin tässä kohdin tulee ottaa huomioon myös säästä ja biologisista prosesseista aiheutuva stokastinen elementti tuotomäärissä.

Tuotannontekijöiden kysyntäanalyyseissä ovat olettamukset yritysten toimintamotiiveista olennaisia mallin rakenteen kannalta. Traditionaalinen lähestymistapa on pohjautunut olettamuksiin yritysten optimointimotiiveista (esim. voitto). Viime aikoina on pyritty kehittämään myös muihin toimintamotiiveihin perustuvia tuotannontekijöiden kysyntämalleja, jotka yritysten käyttäytymisen kannalta olisivat ilmeisesti huomattavasti antoisampia kuin traditionaalinen lähestymistapa (kts. BERGQVIST 1972). Tällöin päädytään kuitenkin huomattavan monimutkaiseen mallirakenteisiin, joiden empiirinen testaus sekä käyttö ovat ongelmallisia. Siksi optimointiperiaatteeseen pohjautuvat mallit ovat säilyttäneet asemansa: useiden viimeaikaisten tuotannontekijöiden kysyntäanalyyseiden perustana ovat olettamukset sektorin tuotannontekijöiden käyttötasojen muutoksista voiton maksimointiteorian edellyttämällä tavalla (esim. BERGQVIST 1972).

Tällaisessa käytännön tarpeista lähtevässä tutkimuksessa ei liene välttämätöntä yksityiskohtaisemmin tarkastella yrityksen teoriasta lähtevien kysyn-

tämällien mahdollisia rakenteita ja sovellutuksia. Tältä osin tyydytään viittaamaan HEADY ja TWEETEN:in (1963, ss. 42–68) perusteelliseen esitykseen ko. asiasta. Esitettäköön tässä ainoastaan em. teoriasta lähtevä kysyntämalli implisiittisessä muodossa.

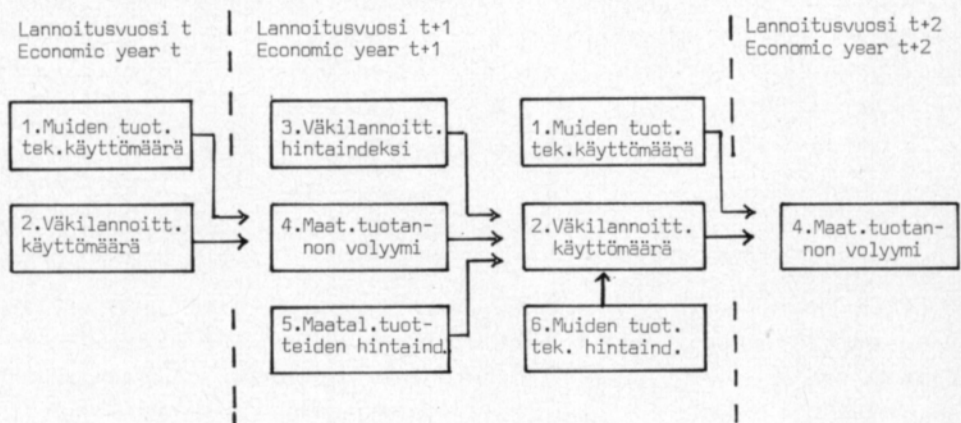
$$(3.1.) \quad Y_i = f\left(\frac{P_i}{P_y}, \frac{P_j}{P_y}, X_t\right), \text{ jossa}$$

Y_i on i :nen tuotannontekijän kysyntä ja P_i sen hinta. P_j ($j = 1 \dots n$) on muuttuvien tuotannontekijöiden hinnat ja P_y tuotettavan tuotteen hinta. X_t on lyhyellä tähtäyksellä kiinteiden tuotannontekijöiden määrä. Verbaalisesti esitettynä tämä tarkoittaa sitä, että tietyn tuotannontekijän käyttömäärä on riippuvainen sen omasta sekä muiden muuttuvien tuotannontekijöiden hinnoista, tuotettavan tuotteen hinnasta sekä kiinteiden tuotannontekijöiden määrästä.

3.2. Väkilannoitteiden käytön riippuvuussuhteet

Kun tavoitteena on koko maataloussektorin väkilannoitteiden käyttömäärissä tapahtuvien vaihteluiden selittäminen, ovat edellä esitetyt yksinkertaiset mallit ilmeisestikin riittämättömiä. Myös esianalyysit tämän työn tilastoaineiston perusteella tukivat tätä käsitystä. Kiinteiden tuotannontekijöiden asettamien rajoitusten lisäksi on olemassa myös muita tekijöitä, jotka ovat syynä siihen, että tuottajien reaktiot väkilannoitteiden käytössä eivät ole noudattaneet tarkalleen hintasuhteiden muutoksia.

Kuvio 4. Kysyntäanalyyssissä käytetyt muuttujat ja niiden väliset riippuvuussuhteet.
Figure 4. Variables used in the demand analysis. Arrows indicate the direction of influence of each factor¹⁾



¹⁾ Variables are as follows: 1. The volume index of inputs in agriculture (excluding fertilizer), 2. The volume index of fertilizer used, 3. The price index of fertilizer, 4. The volume index of agricultural production, 5. The producer price index of agricultural products, 6. The price index of inputs (excluding fertilizer).

Tämän selvityksen oletukset maamme väkilannoitteiden käyttöön vaikuttavista tekijöistä ja näiden välisistä riippuvuussuhteista ilmenevät kuvioista 4. Kuvion selventämiseksi on siihen piirretty vain tämän tutkimuksen kannalta olennaiset riippuvuussuhteita osoittavat nuolet.

Lyhyesti esitettynä mallien pohjana olevan systeemin oletetaan toimivan seuraavasti: tietyn lannoitusvuoden väkilannoitteiden käyttömäärään vaikuttaa väkilannoitteiden ja muiden tuotannontekijöiden hinnat sekä tuotettavien tuotteiden hinnat. Näiden tekijöiden lisäksi väkilannoitteiden käyttötasojen määrääjinä mallissa on maataloustuotannon volyyymi.

Mallin dynaamisuutta osoittavat vaikutussuhdeketjut selitettävän ja selitävien muuttujien välillä syntyvät siitä, että väkilannoitteiden käyttö vaikuttaa yhdessä muiden tuotannontekijöiden käytön kanssa seuraavan sato-kauden (tässä lannoitusvuoden) tuotannon volyyymiin. Tämä puolestaan vaikuttaa tuottajahintatasoon kanssa maatalouden bruttotuloihin, joilla siten voidaan olettaa olevan suora yhteys väkilannoitteiden käyttötasoihin.

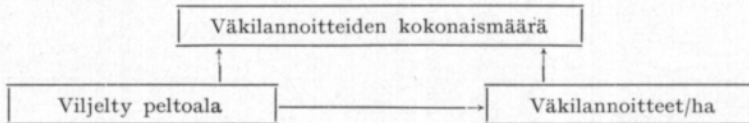
Kuten kuvion 4 nuolista huomataan on selitettävän ja selittävien muuttujien väliset riippuvuussuhteet tässä oletettu yksisuuntaisiksi. Täten väkilannoitteiden käytön määräytyminen ei edellytä simultaanista tarkastelua. Tälle käsitykselle on löydettävissä hyvät perusteet:

1) väkilannoitteet ovat koko tarkasteluajanjakson ajan olleet hintasäännöstelyn alaisia. Siten väkilannoitteiden hinta on mallissa eksogeeninen muuttuja, koska väkilannoitteiden kysyntä- ja/tai tarjontatilanne ei siihen voi lyhyellä tähtäyksellä vaikuttaa,

2) väkilannoitteiden käyttömäärä ei voi myöskään vaikuttaa saman lannoitusvuoden tuotostasoon vaan vasta seuraavaan (vrt. kuvio 4),

3) edellisestä kohdasta on suoraan tehtävissä se johtopäätös, että väkilannoitteiden käyttömäärät eivät voi vaikuttaa saman ajankohdan tuottajahintatasoon kysyntä- ja tarjontatilanteen muutosten kautta. Sitä paitsi suurin osa tuottajahinnoista on maassamme säännösteltyjä (tavoitehinnat).

Kuitenkin erityistä huomiota on kiinnitettävä väkilannoitteiden kokonaismäärän ja viljelyn peltoalan välisiin vaikutussuhteisiin, joissa vaikutusten yksisuuntaisuus ei ole aivan selvä. Näitä riippuvuussuhteita voidaan havainnollistaa kuviolla:



Väkilannoitteiden kokonaiskäyttömäärät voidaan ajatella muodostuvan peltoalan ja hehtaaria kohden käytettyjen määrien tulona. Siten viljelty peltoala vaikuttaa väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääriin. Olennainen kysymys mallin rakenteen kannalta on, vaikuttaako väkilannoitteiden kokonaismäärä viljellyn peltoalan määrään. Jos näin on, niin väkilannoitteiden käytön ja viljellyn peltoalan määräytyminen edellyttäisi simultaanista mallitarkastelua. Lyhyellä tähtäyksellä tämänsuuntainen vaikutussuhde ei kuitenkaan liene voimakas ja siksi tässä työssä viljelty peltoala on oletettu mallin ulkopuolisten tekijöiden perusteella määräytyväksi muuttujaksi.

Edellä on esitetty mallin riippuvuussuhteet ja muuttujat yleisluonteisesti. Muuttujat spesifioidaan tarkemmin parametrien estimointituloksia esittelevässä osassa.

3.3. *Jakautuneita viiveitä sisältävät mallit*

Traditionaalisissa tuotannontekijöiden kysyntämalleissa oletetaan, että yritysten reaktiot päätöksenteon pohjana olevien tekijöiden muutoksiin ovat välittömiä ja yhdellä kertaa tapahtuvia. Näiden empiirisen testauksen perusteella on kuitenkin esitetty, että yritykset eivät voi — eivätkä aina haluakaan — toteuttaa käyttötasojen sopeutusta välittömästi päätösmuuttujissa tapahtuneita muutoksia vastaavasti. Useasta eri syystä sektorin reaktio viivästyy ja hintasuhteiden muutoksesta johtuva tuotannontekijän käyttötasoon muutos levittäytyy usean seuraavan aikayksikön (tuotantokauden) kuluessa tapahtuvaksi.

HEADY:n ja TWEETEN:in (1963, ss. 68—79) käsityksen mukaan reaktioiden viivästymiseen johtavia syitä ovat ennen kaikkea: 1) tuottajien epävarmuus hintojen ja tuotantoteknologian kehitystendenssien suhteen, 2) pääomarakoitukset, 3) jo käytössä olevien tuotantopanosten asettamat rajoitukset ja 4) päätöksiin tarvittavan informaation viivästyminen. Lähtemällä näistä näkökohdista he myös tarkastelevat, minkälainen sektorin sopeuttamisprosessi saattaa ajan suhteen olla.

Olettamukset yritysten reaktion viivästymisestä ovat johtaneet jakautuneita viiveitä sisältävien tarjonta- ja kysyntämallien kehittämiseen. Tässä tutkimuksessa käytetään kahta tyyppiltään erilaista jakautuneita viiveitä sisältävää mallia. Nämä ovat NERLOVE:n osittaisen sopeutumisen periaatteeseen pohjautuva malli ja ALMON:in kehittämä polynomiaalisien viiverakenteen sisältävä malli.

3.3.1. NERLOVE:n osittaisen sopeuttamisen periaatteeseen perustuva malli

NERLOVE (1956 ja 1958) kehitti 1950-luvun puolivälin jälkeen jakautuneita viiveitä sisältävän mallinsa, jota hän sovelsi maataloustuotteiden kysyntä- ja tarjonta-analyyseissaan. Tämän jälkeen hänen malliansa on testattu useissa empiirisissä tutkimuksissa. Tämän tutkimuksen kannalta mielenkiintoa herättää GRILICHES:in (1958, ss. 591—606 ja 1959, ss. 90—112) väkilannoitteiden kysyntämallit, jotka ovat NERLOVE:n teorian mukaisia.

Perusajatuksena mallin rakenteessa on se, että siinä tehdään ero kunkin hetken väkilannoitteiden todellisen käyttömäärän ja optimaalisen käyttömäärän välillä. Optimaalinen käyttömäärä oletetaan olevan panos-tuotos hintasuhteen funktio. Osittainen sopeuttaminen tarkoittaa sitä, että väkilannoitteiden käyttömäärän muutokset tapahtuvat tietyssä suhteessa optimaalisen ja todellisen käyttömäärän kulloiseenkin erotukseen.

Seuraavassa esitetään mallin rakenne matemaattisesti. Koska kysymys on vain viiverakenteen esittelystä, on malliin esityksen lyhentämiseksi sisällytetty vain yksi selittävä muuttuja. Näillä edellytyksillä voidaan optimaalisen käyttötasoon määräytymistä koskeva yhtälö esittää:

$$(3.2.) \quad \log Y_t^x = a_1 \log X_t, \text{ jossa}$$

Y_t^x = optimaalinen väkilannoitteiden käyttömäärä ajanjaksona t
 X_t = väkilannoitteiden ja tuotettavien tuotteiden välinen hintasuhde ajanjaksona t
 a_1 = regressiokerroin

Yritysten osittaista määrän sopeuttamista voidaan kuvata seuraavalla yhtälöllä:

$$(3.3.) \quad \log Y_t - \log Y_{t-1} = b (\log Y_t^x - \log Y_{t-1}^x), \text{ jossa}$$

Y_t = väkilannoitteiden todellinen käyttömäärä ajanjaksona t
 b = sopeuttamiskerroin, $0 < b < 1$

Sijoittamalla yhtälö (3.2) sopeuttamisyhtälöön ja ratkaisemalla se $\log Y_t$:n suhteen saadaan malli lopulliseen muotoonsa:

$$(3.4.) \quad \log Y_t = ba_1 \log X_t + (1 - b) \log Y_{t-1}$$

Tästä mallista voidaan kertoimet (ba_1 ja $1-b$) estimoida pienimmän neliösumman menetelmällä. Estimoitu kerroin (ba_1) on lyhyen aikavälin hintajousto (logaritminen funktio). Pitkän aikavälin hintajousto (a_1) saadaan jakamalla kerroin sopeutumiskertoimella b .

Tämä on jakautuneita viiveitä sisältävä malli. Paremmin tämä ominaisuus käy ilmi, jos selittävänä muuttujana oleva Y_{t-1} korvataan toistuvasti yhtälön (3.2) oikean puolen mukaisella lausekkeella. Jos tämä operaatio toistetaan äärettömän monta kertaa on lopputulos:

$$(3.5.) \quad \log Y_t = a_1 \cdot \sum_{i=0}^{\infty} b (1 - b)^i \log X_{t-i}$$

Yhtälön oikealta puolelta ilmenee, että viiverakenne on päättymätön: Kunkin hetken käyttömäärä on riippuvainen kaikista menneisyyden ajanjaksojen hinnoista. Hintojen paino etäännyttäessä tarkasteltavasta ajanjaksosta kuitenkin pienenee geometrisen sarjan mukaisesti.

Testattaessa tämän tyyppisiä malleja on ongelmaksi erityisesti todettu viiverakenteen jäykkyys. Toisaalta on myös osoitettu, että parametrien estimointi pienimmän neliösumman menetelmällä saattaa tuottaa ei-tarkentuvia estimaatteja viiveellisen selitettävän muuttujan kertoimelle (kts. GRILICHES 1958, s. 97). TAYLOR ja WILSON (1964, ss. 329–343) ovatkin kehittäneet tähän malliin soveltuvan estimointimenetelmän: kolmen askeleen pienimmän neliösumman menetelmän (3PLS-metodi, kts. liite 1), joka heidän mukaansa on em. suhteessa parempi kuin pienimmän neliösumman menetelmä.

3.3.2. ALMON:in polynomiaalisen viiverakenteen sisältävä malli

ALMON (1965, ss. 178–196) kehitti investointeja koskevassa tutkimuksessaan sellaisen jakautuneita viiveitä sisältävän mallin, jossa selittäjänä toimivan muuttujan eri viiveiden kertoimet sijaitsevat alhaista astelukua olevan polynomin kuvaajalla. Mallia kehittäessään hän teki myös sen järkevääntuntuisen työhypoteesin, että hinnan muutoksen vaikutus lakkaa tietyn ajan kuluessa: ALMON:in mallissa viiverakenne on päättyvä. Ottamatta huomioon mahdolli-

sia mallin muita muuttujia voidaan ALMON:in menetelmän mukainen laskenta-
tekniikka esittää seuraavasti:

Oletettakoon, että hintasuhteen muutoksen vaikutus väkilannoitteiden
käyttömääriin levittäytyy $m-1$:n ajanjakson alueelle. Silloin jakautuneita
viiveitä sisältävä malli voidaan esittää perusmuodossaan:

$$(3.6.) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{m-1} \beta_i X_{t-i}, \text{ jossa}$$

Y_t = Väkilannoitteiden käyttömäärä ajanjaksona t

X_{t-i} = Väkilannoitteiden ja tuotettavien tuotteiden välinen hintasuhte ajanjaksona
 $t-i$

Jos nyt oletetaan, että regressiokertoimet β_i ($i = 1 \dots m-1$) sijaitsevat
toisen asteen polynomin kuvaajalla, joka saa arvon nolla, kun $i = m$, voidaan
 β_i -vektori korvata lausekkeella:

$$(3.7.) \quad \beta_i = \sum_{j=0}^2 b_j \frac{(m-i)^j}{S_1}, \text{ jossa}$$

$$(3.8.) \quad S_j = \sum_{i=0}^m (m-i)^j, \quad (j = 1, 2)$$

Kun tämä muunnos sijoitetaan β_i -vektorin paikalle perusmalliin (3.6.),
voidaan tämä kehittää muotoon:

$$(3.9.) \quad Y_t = b_1 \sum_{i=0}^m \frac{(m-i)}{S_1} X_{t-i} + b_2 \sum_{i=0}^m \frac{(m-i)^2}{S_2} X_{t-i}, \text{ jossa}$$

$$(3.10.) \quad S_1 = \sum_{i=0}^m (m-i)$$

$$(3.11.) \quad S_2 = \sum_{i=0}^m (m-i)^2$$

Tässä mallissa estimoitavat parametrit ovat b_1 ja b_2 . Perusmalliin nähden
selittävien muuttujien lukumäärä on vähentynyt $m-1$ kpl:sta kahteen muut-
tujaan, koska kysymyksessä on toisen asteen polynomi.

Edellä olevasta käy ilmi, että ALMON-tyyppisiä malleja käytettäessä luo-
daan ensin uudet muuttujat, jotka toisen asteen polynomia käytettäessä saa-
daan kaavoista (kts. esim. MASSAGER 70):

1. ALMON-muunnos (vrt. 3.9.)

$$(3.12.) \quad Z_{1t} = \sum_{i=0}^m \frac{(m-i)}{S_1} X_{t-i}$$

2. ALMON-muunnos (vrt. 3.9.)

$$(3.13.) \quad Z_{2t} = \sum_{i=0}^m \frac{(m-i)^2}{S_2} X_{t-i}, \text{ joissa}$$

S_1 ja S_2 ovat (3.10.) ja (3.11.):n mukaisia. ALMON-muuttujien luominen edellyttää viiverakenteen pituuden arvioinnin etukäteen. Tämä on pelkän kokeilun varassa ja teoreettiselta kannalta katsoen tämä lieneekin jakautuneita viiveitä sisältävien mallien heikkous (kts. esim. CHEN et. al. 1972, s. 82).

Kun ALMON-muunnokset hintamuuttujille on laskettu voidaan niiden kertoimet (b_1 ja b_2) estimoida pienimmän neliösumman menetelmällä. Saatu- jen kertoimien avulla on mahdollista laskea kertoimet hintamuuttujan eri viiveille ja hajottaa malli siten, että se sisältää erillisinä muuttujina viiveelliset hintamuuttujat:

$$(3.14.) \quad \hat{\beta}_i = \hat{b}_1 \frac{(m-i)}{S_1} + \hat{b}_2 \frac{(m-i)^2}{S_2}, \quad (i = 1 \dots m)$$

Näiden kertoimien avulla malli on mahdollista esittää rakenteeltaan perusmallin kaltaisena:

$$(3.15.) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{m-1} \hat{\beta}_i X_{t-i}$$

Minkälaiset kertoimet eri ajanjaksoilla viivästetyt hintamuuttujat saavat, riippuu estimoiduista regressiokertoimista (b_1 ja b_2). Eräitä β_1 -vektorin muotoja on esitetty kuvioissa 5 ja 6.

Kuvioissa esitetyt eri viiveiden kertoimet ilmentävät sitä, että aluksi koko sektorin reaktio hintojen muutokseen on varovainen. Esimerkiksi vain osa yrityksistä reagoi välittömästi ja/tai reaktiot ovat varovaisia. Koko sektorin reaktio voimistuu ja hintamuutos vaikuttaa voimakkaammin muutaman havaintojakson kuluttua. Vähitellen hintamuutoksen vaikutus kuitenkin pienee ja loppuu kokonaan m :nnessä havaintokaudella.

Kysynnän hintajoustop ALMON-tyyppisiä jakautuneita viiveitä sisältävistä malleista on mahdollista laskea normaalia hintajoustop laskentamenettelyä soveltaen. Näin saadut eri viiveiden joustop voidaan laskea yhteen (kts. esim. CHEN et. al. 1972, s. 81):

$$e = \sum_{i=0}^{m-1} \hat{\beta}_i \frac{\bar{X}}{\bar{Y}}, \quad \text{jossa}$$

\bar{X} on hintamuuttujan ja \bar{Y} määrämuuttujan keskiarvot koko ajanjaksolta laskettuna. Hintajoustop tulkinnessa on kuitenkin tässä tapauksessa — kuten yleensä aikasarja-analyysissä — muistettava, että saadut hintajoustop on laskettu aikasarjojen perusteella, joissa on tapahtunut useita hintamuutoksia. Tällöin ne ilmaisevat sektorin reaktioita useaan hintamuutokseen eikä niinkään sektorin reaktiota tiettyyn hintamuutokseen kuten teoriassa edellytetään.

4. Parametrien estimaatit

4.1. Estimointimenetelmät ja tulosten testaus

Tässä työssä on käytetty ainoastaan yhden yhtälön malleja selittämään väkilannoitteiden käyttöä, koska riippuvuussuhteet selitettävien ja selittävien

muuttujien välillä on oletettu yksisuuntaiseksi (vrt. kuvio 4). Siten ehdot harhattomien, tarkentuvien ja täystehoisten estimaattien saamiseksi pienimmän neliösumman menetelmällä ovat voimassa (kts. JOHNSTON 1963, ss. 6–9) ja mallien parametrit on estimoitavissa tällä tavanomaisemmalla menetelmällä.

Edellä kuitenkin jo viitattiin siihen, että NERLOVE-tyyppisiä jakautuneita viiveitä sisältävän mallin estimointi pienimmän neliösumman menetelmällä ei anna tarkentuvia estimaatteja viiveelliselle selitettävälle muuttujalle (GRILICHES 1958, s. 97). Siksi näiden mallien estimointiin kokeiltiin myös 3PLS-metodia (kts. liite 2). Tämä metodihan on kehitetty juuri sellaisia malleja varten, joissa selittävänä muuttujana on selitettävän muuttujan arvot yhdellä viivästettynä.

Mallien hyvyyden arviointiin on käytetty tavanomaisia ekonometristen mallien testisuureita: 1) havaintoaineiston ja laskettujen arvojen yhteensopiavuuden arviointiin selitysastetta (R^2), 2) residuaalien autokorreloituneisuuden testaamiseen Durbin–Watson testiä (d-arvo) ja 3) regressiokertoimien tilastollista merkitsevyyttä on testattu Studentin t-testillä (Laskentakaavat, kts. JOHNSTON 1963). Tilastollisesti merkitsevät testisuureiden arvot on merkitty tähdellä (*). Tällöin kaksipuolisen t-testin luotettavuustasona on pidetty 95 % ja Durbin–Watson testissä riskitasona on ollut 5 %.

4.2. Muuttujien määrittely

Parametrien estimointiin käytettävä tilastoaineisto on esitetty liitteessä 6. Seuraavassa määritellään käytetyt muuttujat: mistä ja millä tavalla muuttujien havaintoarvot on saatu ja miksi päädyttiin juuri kyseisiin arvoihin eri muuttujien kohdalla:

VVOL = Väkilannoitteiden kokonaiskäyttömäärän kehitystä osoittava indeksilukusarja ('1961/62' = 100). Kyseinen volyyymi-indeksi on laskettu Laspeyres'in indeksikaavan (kts. esim. MILLS 1955, ss. 450–451) mukaan Maatalouden taloudellisen tutkimuslaitoksen maatalouden kokonaislaskelmissa käytetyin menetelmin ja rajauksin. Eri lannoitteiden määrien painoina on käytetty lannoitusvuosien 1951/52 (1951/52–1956/57), 1961/62 (1957/58–1968/69) ja 1969/70 (1969/70–1972/73) hintoja ja näin saadut indeksiluvut on ketjutettu yhtenäiseksi tilastosarjaksi.

VHA = Väkilannoitteiden määrää viljeltyä peltohehtaaria kohden osoittava lukusarja. Se on saatu jakamalla kunakin vuonna käytettyjen väkilannoitteiden arvo kiintein hinnoin viljelyssä olleen peltoalan määrällä. Painoina käytettyjen väkilannoitteiden hintojen suhteen pätee edellisen kohdan selitykset.

VHI = Väkilannoitteiden hintaindeksi (1961/62 = 100). Se on Paaschen indeksikaavan (kts. MILLS 1955, s. 451) mukainen. Siten se on saatu jakamalla kunakin vuonna käytettyjen väkilannoitteiden arvo kiintein hinnoin lasketulla väkilannoitteiden arvolla (kts. edelliset muuttujat). Tällöin myös tavararyhmän laadun muutokset pääsevät vaikuttamaan hintakehitykseen, mikä nopeasti muuttuvan lannoiteainevalikoiman huomioon ottaen on tärkeä näkökohta väkilannoitteiden hintakehitystä laskettaessa. Lisäksi on huomattava, että hinnat tarkoittavat ohjevähittäishintoja (Kemira Oy:n hinnastot).

THI = Maataloustuotteiden hintakehitystä osoittava indeksisarja, jona tässä tutkimuksessa käytetään MTT:n maataloustuotteiden hintaindeksiä

(satovuosi 1956/57 = 100.0). MTT:n tuottajahintaindeksisarjaa on jatkettu lannoitusvuosille 1951/52—1955/56 PSM:n vastaavan hintaindeksin muutosten perusteella. Työn ensivaiheessa kokeiltiin myös em. hintaindeksiin kuuluvia kasvinviljelytuotteiden ja kotieläintuotteiden hintaindekseja erillisinä. Kuitenkin osoittautui, että kaikkia maataloustuotteita koskeva hintaindeksi on sopivin tämän tutkimuksen tarkoituksiin.

KI = Muiden maatalouden tuotantopanosten kuin väkilannoitteiden keskimääräistä hintojen kehitystä osoittava hintaindeksi. Se on laskettu MTT:n maatalouden kustannushintaindeksistä (Laspeyres-tyyppinen) eliminoimalla siitä väkilannoitteita tarkoittava alaindeksi (satovuosi 1965/66 = 100.0). Vuosien 1951/52—1955/56 indeksiluvut on laskettu Maatalouden kokonaislaskelman vastaavien hintatietojen perusteella.

MBI = Maatalouden satovuosittaisia rahatulvoja kuvaava indeksilukusarja (1961/62 = 100.0). Tämä on laskettu MTT:n maatalouden kokonaislaskelmien tietojen perusteella. Maatalouden kokonaistuotosta on vähennetty viljelmien omavaraiskulutus pois niiltä osin kuin se on ollut mahdollista. Näin saatuun lukusarjaan on lisätty valtion suora tuki maatalousyrityksille. Jaettuna maataloustuotteiden tuottajahintaindeksillä sitä (MBI/THI) voidaan käyttää korvaamaan maataloustuotannon volyyymiä osoittavaa muuttujaa, joka on esitetty kuviossa 4.

Myös muunlaisia maatilojen rahatulvoja kuvaavia muuttujia kokeiltiin ensivaiheessa, mutta estimointitulokset näillä muuttujilla jäivät edellistä (MBI) epämääräisemmiksi. Esimerkiksi metsätulojen (yksityisen metsänomistajien tulot; kts. kansantulotilasto) lisääminen em. tulomuuttujaan johti estimoitaessa epäloogisimpiin tuloksiin kuin käytettäessä muuttujaa MBI. Mallin käytön suhteen tällaista tulosta on pidettävä helpottavana, koska maatilojen metsätulojen kehitystä on vaikea ennustaa.

PA = Viljelty peltoala, jolla tarkoitetaan maamme kokonaispeltoalaa vähennettynä pellonvarauksen alaisen pellon määrällä. Tiedot peltoalan laskemiseksi on saatu maatalouden vuositilastoista (SVT III: 1950—72). Ajoittamisessa on menetelty siten, että vuoden 1952 tilastolukua on pidetty peltoalana, jolle lannoitusvuoden 1951/52 aikana hankitut väkilannoitteet on tarkoitettu jne.

Maatalouden vuositilaston mukaisia peltoaloja on kuitenkin vuodesta 1960 lähtien muutettu, jotta tilastointiperusteiden muutoksista aiheutuva peltoalasarjojen tasoero vuoden 1969 kohdalla eliminoituisi. Vuoden 1969 kokonaispeltoalana on käytetty maatalouslaskennan mukaista peltoalaa lisättynä arvioidulla alle 1 peltohehtaarin viljelmien kokonaispeltoalalla. Tämän ja »vanhan otoksen» mukaisen kokonaispeltoalan välistä erotusta (n. 62 000 ha) on pidetty tilastovirheenä. Korjaus vuosien 1960—1968 tilastoituihin peltoaloihin on tehty siten, että em. tilastovirheen oletetaan kasvaneen lineaarisesti vuosien 1959—1969 aikana. Lisäksi on huomattava, että vuodesta 1969 lähtien vuositilaston lukuja on muutettu arvioidulla alle yhden peltohehtaarin viljelmien kokonaispeltoalalla.

4.3. Parametrien estimaatit väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääriä selittävästä malleista

Testattaessa väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääriä selittäviä malleja empiirisen aineiston perusteella osoittautui, että polynomiaalisen viiverakenteen sisältävät mallit antoivat parhaiten a priori olettamuksiin sopivia estimaatteja kysynnän parametreille. Siksi näitä malleja tullaan tässä osassa käsittelemään muita perusteellisemmin. Kuitenkin kokonaiskuvan saamiseksi ja em. mallien arvioinnin pohjaksi esitetään seuraavassa parametrien estimaatit eri malleista siinä järjestyksessä kuin mallien spesifiointi estimointityössä edistyi.

Aluksi estimoitiiin kuviossa 4 ilmenevien riippuvuussuhteiden perustalta malleja, joissa oletettiin, että sektorin reaktio hintasuhteiden muutoksiin on yhteen havaintokauteen ajoittuva. Näillä kokeiluilla pyrittiin alustavasti saamaan selville riippuvuuksia (taulukko 1).

Taulukko 1. Väkilannoitteiden kysyntä. Parametrien estimaatit malleista, joissa selitettävänä muuttujana on $VVOL_t$. Lineaarinen funktiomuoto¹⁾.

Table 1. Demand for Fertilizer. Linear annual models. ($VVOL_t$) as the dependent variable²⁾.

No.	VAKIO	Selittävien muuttujien kertoimet				Selitys-aste R_2	DURBIN-WATSON testi d
		$(VHI/THI)_t$	$(KITHI)_t$	$(MBI/THI)_t$	PA_t		
(4.1.)	3.289	-0.460		3.014	-1.610	0.977	1.14
		-1.1		19.5*	-4.2*		
(4.2.)	4.521	-0.650	-0.303	2.991	-1.874	0.978	1.23
		-0.8*	-0.8	18.8*	-3.7*		

Huomionarvoisinta näissä tuloksissa on väkilannoitteiden käyttömäärien tiukka riippuvuus maatalouden deflatoiduista rahatuloista, jota osoittavat kertoimien t-testisuureen korkeat lukuarvot. Tämä vaikutussuhde ilmeni myös siten, että mallit, joissa ko. muuttuja ei ollut mukana, eivät antaneet täysin hyväksyttäviä kertoimia muillekaan muuttujille. Väkilannoitteiden käytön ja peltoalan vastakkaissuuntainen riippuvuus näyttäisi näiden tulosten mukaan ilmeiseltä. Kertoimen tilastollinen merkitsevyys on hieman yllättävä ja tähän riippuvuussuhteeseen sisältyvää problematiikkaa tarkastellaankin lähemmin osassa 4.4.

Hintamuuttujien kertoimet ovat etumerkiltään hyväksyttäviä mutta eivät tilastollisesti merkitseviä. Siksi ne eivät myöskään tue välittömän sopeuttamisen hypoteesia. Testisuureiden perusteella arvioituna mallit eivät muutenkaan näytä olevan riittäviä: Durbin—Watson testisuureen alhaiset arvot eivät anna aihetta olettaa, että residuaalit olisivat vapaita autokorrelaatiosta.

¹⁾ Kertoimien alapuolella esitetyt luvut tarkoittavat Student'in t-testin arvoja. Tähdellä merkityt arvot tarkoittavat, että ko. kerroin on ainakin 95 %:n luotettavuustasolla nollasta poikkeavia.

²⁾ Numbers below the coefficients are Student's t-values. Those with asterix are statistically significant at least at the 95 per cent level.

Taulukko 2. Väkilannoitteiden kysyntä. Parametrien estimaatit NERLOVE-malleista. Selitettävänä muuttujana väkilannoitteiden volyyymi-indeksi (VVOL). Logaritminen funktiomuoto.¹⁾

Table 2. Demand for fertilizer. Estimates for Nerlovian-models. $\log VVOL$ as the dependent variable.²⁾

No.	Ajanjakso Period	VAKIO	Selittävien muuttujien kertoimet Coefficients of				log PA _t	Selitys- aste R ²	Durbin- Watson testi d
			$\log(VVOL)_{t-1}$	$\log\left(\frac{VHI}{THI}\right)_t$	$\log\left(\frac{MBI}{THI}\right)_t$	$\log\left(\frac{KI}{THI}\right)_t$			
(4.3.)	1952/53—1972/73	0.037	0.994 22.0*	0.069 0.4			0.976	2.02*	
(4.4.)	»	0.095	0.541 4.0*	-0.243 -1.4	0.915 3.5*		0.986	1.37	
(4.5.)	»	0.094	0.544 3.8*	-0.243 -1.4	0.906 3.1*	-0.035 -0.1	0.986	1.37	
(4.6.)	»	0.844	0.475 3.5*	0.068 0.3	1.086 3.8*	-0.615 -1.2	0.989	1.37	
(4.7.)	»	0.560	0.469 3.4*	-0.056 -0.3	1.112 3.9*	-1.026 -1.4	0.987	1.31	

¹⁾ Kts. alaviite ¹⁾ sivulla 67.

²⁾ see footnote ¹⁾ on the page 67.

NERLOVE:n osittaisen sopeuttamisen periaatteeseen pohjautuvien mallien parametrien estimaatit pienimmän neliösumman menetelmällä estimoituina on esitetty taulukossa 2.

Mallien selitysasteet ovat verrattain hyvät mutta Durbin—Watson testi-suureiden arvot¹⁾ funktiota 4.3. lukuunottamatta indikoivat residuaalien autokorreloituneisuutta 5 %:n riskitasolla. Taulukosta 2 havaitaan lisäksi, että väkilannoitteiden ja maataloustuotteiden hintasuhdetta osoittavan muuttujan kerroin ei ole vakaa mallirakenteesta toiseen. Se vaihtelee 0.069 ja -0.243 välillä eikä se ole missään funktiossa tilastollisesti merkitsevä.

Rahatulomuuttujan kerroin pysyy jokseenkin samansuuruisena ja tilastollisesti merkitsevänä kaikissa mallirakenteissa. Väkilannoitteiden kysynnän lyhyen aikavälin joustoksi deflatoitujen rahatulujen suhteen saadaan 0.9—1.1 (kysymyksessä logaritminen funktiomuoto). Vain funktiossa 4.6. pinta-alamuuttujan kerroin on tilastollisesti merkitsevä mutta siinäkin vasta 90 %:n luotettavuustasolla.

Taulukon neljässä viimeisessä funktiossa yhdellä ajanjaksolla viivästetyn selitettävän muuttujan ($VVOL_{t-1}$) kerroin (= 1-b) vaihtelee 0.469 ja 0.544 välillä ja täten sopeuttamiskerroin (b) saa arvot 0.53—0.46. Tästä voidaan arvicida, että pitkän aikavälin väkilannoitteiden kysynnän hintajoustot olisivat lyhyen aikavälin joustolukujen (regressiokertoimet) itseisarvoihin nähden kaksinkertaiset. Pitkän aikavälin joustolukuja ei tässä kuitenkaan tsrkastella, koska hintamuuttujien kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitseviä.

¹⁾ Kirjoittaja on tietoinen, että tavallinen Durbin-Watson testi ei ole sovelias malleissa, jossa selittäjänä on viiveellinen selitettävä muuttuja. Tässä se on kuitenkin laskettu, koska ei ole olemassa näin pieniin aineistoihin sopivaa muuta testiä. DURBIN:in näihin tapauksiin kehittämä testi soveltuu vain suuriin aineistoihin (JOHNSTON 1972, s. 313).

Kaiken kaikkiaan näyttää siltä että osittaisen sopeuttamisen hypoteesi ja sen mukainen malli eivät ole erityisen soveliaita väkilannoitteiden käyttö-määrissä tapahtuneiden vaihteluiden analysointiin Suomessa. Parametrien estimaatit eivät olennaisesti muutu siinäkään tapauksessa, että estimoinnissa käytetään 3PLS-metodia (kts. liite 1). Tästä osoituksena esitettäköön 3PLS-metodilla saadut parametrien estimaatit mallista, jonka pienimmän neliösumman estimaatit on esitetty funktiossa 4.7. taulukossa 2¹⁾.

$$(4.8) \log(VVOL)_t = 0.462 - 0.198 \log(VHI/THI)_t + 1.312 \log(MBI/THI)_t \\ - 0.8 \quad \quad \quad 4.0^* \\ - 0.781 \log PA_t + 0.373 \log(VVOL)_{t-1} + 0.445r_{t-1} + u_t \\ - 1.0 \quad \quad \quad 2.3^* \quad \quad \quad 1.5 \\ R^2 = 0.986 \quad \quad \quad d = 1.72$$

Yhtälössä r_t tarkoittaa vaiheessa 2 luotua muuttujaa ja sen kerroin on autokorrelaatiokerroimen estimaatti. Kertoimien alapuolella esitetyistä t -testisuureen arvoista ilmenee, että autokorrelaatiokerroin ei poikkeaa tilastollisesti nolasta ja siitä syystä 3PLS-estimointimenetelmän käytön hyöty on kyseenalainen (kts. TAYLOR ja WILSON 1964, s. 340).

4.3.1. Polynomiaalisen viiverakenteen mallit

ALMON-tyyppisiä jakautuneita viiveitä sisältäviä malleja estimoitaessa täytyy etukäteen arvioida, kuinka monen havaintovälin alueelle muuttujassa tapahtuneen muutoksen vaikutus levittäytyy. Tässä työssä kokeiltiin viiverakenteita, joiden pituus vaihteli 3–6 havaintokauteen.

Etukäteisolettamusten pohjalta arvioituna hyväksyttävimpiä tuloksia näyttivät tuottavan mallit, joissa viiverakenteen pituus on 4 ja 5 havaintokautta. Tämä tarkoittaa esimerkiksi viiden havaintokauden pituisen viiverakenteen tapauksessa sitä, että väkilannoitteiden ja maataloustuotteiden välisen hintasuhteen muutokset lannoitusvuonna t heijastuvat lannoitusvuosien t , $t + 1$, $t + 3$ ja $t + 4$ väkilannoitteiden käyttömääriin. Lannoitusvuonna $t + 5$ em. muutoksen vaikutus oletetaan lakkaavan kokonaan.

Taulukossa 3 on esitetty kertoimet ja tilastolliset testisuureet ALMON-tyyppisiä jakautuneita viiveitä sisältävät mallit, joissa selitettävänä muuttujana on väkilannoitteiden kokonaiskäyttöä osoittava volyyymi-indeksi (VVOL).

Polynomiaalisen viiverakenteen mallit näyttävät selittävän väkilannoitteiden käyttömäärien vaihtelut hyvin ($R^2 = 0.98 - 0.99$).

Funktiossa (4.9.) ovat muuttujien kertoimet etumerkiltään a priori oletusten mukaisia ja lukuunottamatta muiden tuotannontekijöiden hintaindeksiä 95 %:n luotettavuustasolla merkitseviä. Durbin–Watson testisuureen arvosta on pääteltävissä, että residuaalissa ei ole autokorreloituneisuutta. Vertailtaessa funktioita 4.9. ja 4.10. keskenään havaitaan, että poistettaessa muuttuja $(KI/THI)_t$, ei selitysaste laske olennaisesti. Sen sijaan d -arvo laskee niin, että funktion 4.10. kohdalla d -arvosta ei voida tehdä johtopäätöksiä siitä, onko residuaali autokorreloitunut vai ei.

¹⁾ Katso alaviite sivulla 67.

Taulukko 3. Väkilannoitteiden kysyntä. Parametrien estimaatit ALMON-malleista. Selitettävänä muuttujana väkilannoitteiden volyymi-indeksi (VVOL). Lineaarinen funktiomuoto.¹⁾

Table 3. Demand for fertilizer. Estimates for linear Almon-models. VVOL as the dependent variable.²⁾

No.	Ajanjakso Period	Selittävien muuttujien kertoimet						Selityks- aste R ²	Durbin- Watson testi d
		VAKIO	Coefficients of						
			$\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG1}$	$\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG2}$	$\left(\frac{KI}{THI}\right)_t$	$\left(\frac{MBI}{THI}\right)_t$	PA _t		
(4.9.)	1954/55-72/73	4.630	-6.763 -2.8*	5.049 2.4*	-1.356 -1.8	2.931 21.7*	-1.193 -2.7*	0.986	1.91*
(4.10.)	"	2.579	-5.205 -2.2*	3.542 1.7		2.969 20.5*	-0.952 -2.0	0.983	1.55
(4.11.)	1955/56-72/73	3.977	-8.476 -4.7*	5.689 3.7*	-1.828 -3.2*	3.047 29.2*	-0.478 -1.3	0.993	2.71
(4.12.)	"	1.657	-6.919 -3.1*	4.336 2.3*		3.037 22.4*	-0.324 -0.7	0.986	1.88*

Lyhenteet:

$\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG1}$ ja $\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG2} = 1.$ ja 2. ALMON-muunnokset muuttujasta. Väkilannoitteiden hintaindeksi deflatoituna tuottajahintaindeksillä. Funktiossa (4.9.) ja (4.10.) viiverakenteen pituus 4 havaintokautta ja funktioissa (4.11.) ja (4.12.) 5 havaintokautta.

$\left(\frac{KI}{THI}\right)_t =$ Muiden tuotannontekijöiden hintaindeksi deflatoituna tuottajahintaindeksillä.

$\left(\frac{MBI}{THI}\right)_t =$ Maatalouden bruttorahatuloindeksi deflatoituna tuottajahintaindeksillä.

PA_t = Viljelty peltoala

¹⁾ Katso alaviite sivulla 67. See footnote on the page 67.

Funktio (4.11.) on muiden testisuureiden mukaan hyvä, mutta Durbin-Watson testisuure viittaa negatiiviseen autokorrelaatioon ($d' = 4.00 - 2.71 = 1.29$). Jätettäessä muuttuja $(KI/THI)_t$ tästä mallista pois muuttuu residuaaleista laskettu d-arvo merkitsevälle tasolle (funktio 4.12.).

ALMON-muunnosten kertoimista ei sellaisenaan voi tehdä tarkempia päättyitä muunnoksen kohteena olevan muuttujan merkityksestä väkilannoitteiden käyttömäärien vaihteluiden selittäjänä. Mutta kuten edellä todettiin, voidaan muuttujien ALMON-muunnokset »hajottaa» niin, että mallit sisältävät ALMON-muunnosten sijasta erillisinä muuttujina eri viiveet. Näiden viivästettyjen muuttujien kertoimet on laskettavissa osassa 3.3.2. esitetyllä tavalla.

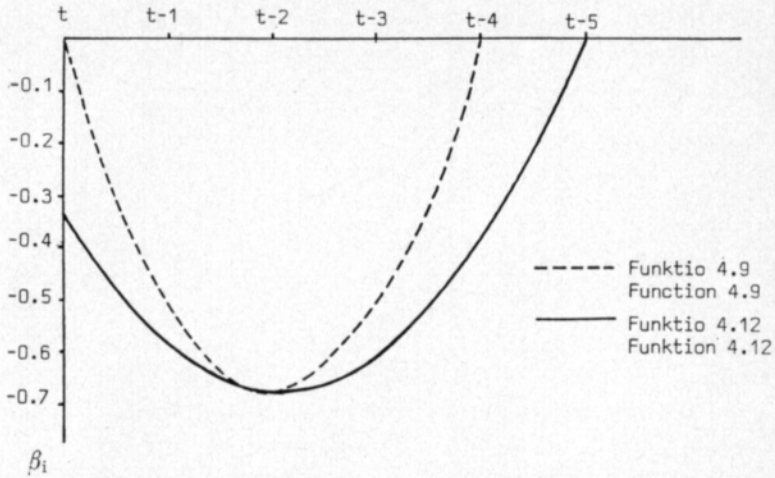
Seuraavassa esitetään kertoimet muuttujan (VHI/THI) eri viiveille funktioista 4.9. ja 4.12., jotka subjektiivisesti katsoen näyttävät malleista parhaimmilla:

(VHI/THI)	Havaintoajanjakso					
	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5
Funktio (4.9.) kerroin	-0.012	-0.514	-0.679	-0.508	0.000	-
t-arvo ¹⁾	-0.1	-3.1*	-3.3*	-3.0*	-	-
Funktio (4.12.) kerroin	-0.336	-0.584	-0.674	-0.607	-0.382	0.000
t-arvo ¹⁾	-1.4	-3.7*	-3.9*	-3.5*	-3.3*	-

¹⁾ Kertoimien standardipoikkeaman laskentamenetely; kts. ALMON (1965, s. 181).

Kuvio 5. Muuttujan VHI/THI eri viiveiden kertoimet funktioista 4.9. ja 4.12. laskettuna.

Figure 5. Coefficients for different lags of variable VHI/THI Functions 4.9. and 4.12.



$$(4.13.) \text{ VVOL}_t = 1.657 - 0.336 (\text{VHI/THI})_t - 0.584 (\text{VHI/THI})_{t-1} - 0.674 (\text{VHI/THI})_{t-2} - 0.607 (\text{VHI/THI})_{t-3} - 0.382 (\text{VHI/THI})_{t-4} + 3.037 (\text{MBI/THI})_t - 0.342 \text{PA}_t + u_t$$

-1.4
-3.7*
-3.9*

-9.5*
-3.3*
22.4*
-0.7

Kaikkien kertoimien etumerkit ovat hypoteesien mukaisia ja myös Student'in t-arvot lannoitusvuotta t koskevaa hintamuuttujaa lukuunottamatta ovat itseisarvoltaan yli kahden. Näiden kertoimien mukaan maataloussektori reagoi hintasuhteen muutokseen siten, että sen vaikutus on voimakkaimmillaan lannoitusvuonna $t + 2$. Viiveen keskimääräiseksi pituudeksi saadaan molemmista funktioista 2.0 lannoitusvuotta. Reaktion voimakkuutta ajan suhteen voidaan em. tapauksissa havainnollistaa kuvion 5 reaktiokäyrillä.

Kuviota 5 tarkasteltaessa näyttäisi siltä, että viiden lannoitusvuoden pituisen viiverakenteen käyttö tuottaa loogisempia tuloksia kuin neljän vuoden viiverakenne. Jälkimmäisessä tapauksessa arveluttaa erityisesti lannoitusvuotta t koskeva kerroin. Se jää lukuarvoltaan pieneksi, joka viittaa siihen, että yritysten välitön reaktio hintasuhteen muutokseen olisi verrattain laimea.

Hintajoustojen laskemista ja väkilannoitteiden käytön ennakkointia varten on tarkoituksenmukaista muuttaa ALMON-muunnokset edellä esitetyllä tavalla. Tällöin esimerkiksi funktio 4.12. voidaan pukea muotoon.¹⁾

Väkilannoitteiden kysynnän hintajoustop voidaan laskea summana em. kertoimien avulla (kts. osa 3.3.2.). Ne ilmaisevat sitä, kuinka suuren prosentuaalisen muutoksen väkilannoitteiden käyttömääriin aiheuttaa 1 %:n muutos selittävässä muuttujassa. Em. funktioista lasketut joustot muuttujien keskiarvotasolla ovat:

	VHI/THI	KI/THI	MBI/THI	PA
Funktio (4.9.)	-1.012	-1.015	1.913	-2.356
Funktio (4.12.)	-1.480	-	1.959	-0.656

¹⁾ Katso alaviite sivulla 67.

ALMON-viiveitä sisältävissä malleissa kokeiltiin myös nimellisiä hinta- ja tulomuuttujia. Tällöin ALMON-muunnokset tehtiin sekä väkilannoitteiden hintaindeksistä että tuottajahintaindeksistä. Pääpiirteissään tulokset olivat jonkin verran epäyhtenäisempiä kuin malleissa, joissa muuttujina käytettiin tuottajahintaindeksillä deflatoituja muuttujia. Seuraavassa esitetään em. estimointikokeiluista ainoastaan a priori olettamuksiin parhaiten soveltuva malli.

$$(4.14.) \text{VVOL}_t = 0.761 - 4.708(\text{VHI})\text{DG1} + 3.922(\text{VHI})\text{DG2} + 5.128(\text{THI})\text{DG1} \\
\begin{array}{cccccc}
& -2.4^* & & 2.5^* & & 2.1 \\
-3.710 (\text{THI}) \text{ DG2} & -1.639 & \text{KI}_t & +1.529 & \text{MBI}_t & -0.053 \text{ PA}_t + u_t \\
-1.8 & & -3.4^* & & 5.1^* & & -0.1
\end{array} \\
R^2 = 0.995 \quad d = 2.38$$

Merkinnät $-\text{DGI}$ ja $-\text{DG2}$ tarkoittavat muuttujien ALMON-muunnoksia, joissa viiverakenteen pituutena on käytetty 4 havaintokautta. Peltoalamuuttujaa lukuunottamatta mallin kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä 90 %:n luotettavuustasolla ja selitysaste hyvä: yli 99 % väkilannoitteiden käytön vaihteluista selittyy tämän mallin avulla.

Väkilannoitteiden ja maataloustuotteiden hintasuhteita (VHI/THI) selittäjinä käytettäessä oletetaan, että sektorin reaktio hintasuhteen muutokseen olisi samanlainen riippumatta siitä, kummanko muuttujan muutoksesta hintasuhteen muutos johtuu. Tämän seikan arvioimiseksi on em. malli (4.14.) ALMON-muuttujista laskettu kertoimet hintamuuttujien eri viiveille. Väkilannoitteiden hintaindeksin (VHI) ja tuottajahintaindeksin (THI) eri viiveiden kertoimet muodostuivat seuraaviksi:

	Havaintoajanjakso				
	t	t - 1	t - 2	t - 3	t - 4
VHI: kerroin	0.208	-0.236	-0.419	-0.340	0.0
t-arvo	0.9	-1.9	-2.1	-2.3	-
THI: kerroin	0.072	0.425	0.531	0.389	0.0
t-arvo	0.2	2.0	2.3	2.2	-

Huomio kiintyy siihen, että tässä mallissa muuttujan (VHI)_t kerroin on etumerkiltään epälooginen. Tosin kumpikaan lannoitusvuotta t tarkoitettava kerroin ei ole t-testin mukaan tilastollisesti merkitsevä. Muita viiveitä koskevat kertoimet ovatkin sitten a priori hypoteesien mukaisia.

Muuttujien eri viiveiden kertoimista voidaan päätellä, että reaktiot tuottajahintojen muutoksiin ovat jonkin verran voimakkaampia kuin väkilannoitteiden hintojen samansuuruiseen, mutta vastakkaissuuntaiseen muutokseen. Samaa asiaa ilmentää myös se, että keskimääräinen viive tuottajahinnan muutoksen suhteen on 1.9 ja väkilannoitteiden hinnansuhteen vastaavasti 2.7 lannoitusvuotta.

Väkilannoitteiden kysynnän joustot em. funktiosta laskettuna muuttujien keskiarvotasolla ovat:

	VHI	THI	KI	MBI	PA _t
jousto	-0.583	+1.369	-1.732	1.476	-0.105

4.4. Parametrien estimaatit väkilannoitteiden käyttöä hehtaaria kohden selittävistä malleista

Edellä on todettu, että väkilannoitteiden kokonaiskäyttömäärien selittäjänä saattaa viljellyn peltoalan määrällä olla kahtalainen merkitys (vrt. osa 3.2.) Peltoalan kasvu aiheuttaa lisäyksen ja pienentyminen puolestaan vähennyksen väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääriin. Toisaalta koko sektoria koskevassa analyysissä ei voida unohtaa olettamuksia maapohjan ja väkilannoitteiden välisestä substituutiosuhteesta, jonka mukaan muutokset em. muuttujissa tapahtuisivat päinvastaisiin suuntiin (vrt. tulokset edellä).

Näiden olettamusten pohjalta arvioituna väkilannoitteiden käyttöä hehtaaria kohden selittävät mallit saattaisivat olla esim. ennakoititarkoituksiin käyttökelpoisempia kuin kokonaisuukäyttöä koskevat mallit. Näistähän voidaan kokonaiskäyttömäärät sitten johtaa kertomalla saadut ennusteet peltoalan määrällä. Siksi tässä työssä estimoitiin malleja, joista selitettävänä muuttujana oli väkilannoitteiden käyttömäärä hehtaaria kohden (VHA).

Geometrisen sarjan mukaisesti pienenevän viiverakenteen (NERLOVE:n teoria) sisältäviä malleja estimoitiin alunperin useita. Parametrien estimaatit ovat jokseenkin yhdenmukaisia vastaavien kokonaisuukäyttöä selittävien mallien parametrien kanssa ja siten myös a priori olettamuksiin nähden epäloogisempia kuin polynomiaalisen viiverakenteen mallit. Tästä osoituksena esitettäköön »paras» NERLOVE-malli kommentoimatta sitä tarkemmin:

$$(4.15.) \log VHA_t = 0.736 - 0.307 \log (VHI/THI)_t + 0.777 \log (MBI/THI)_t \\ - 1.5 \qquad \qquad \qquad 3.0^* \\ + 0.612 \log VHA_{t-1} + u_t \\ 4.5^* \\ R^2 = 0.98 \qquad d = 1.36$$

Polynomiaalisen viiverakenteen (ALMON-viiveet) malleista saadut parametrien estimaatit on esitetty taulukossa 4.

Kaikki kertoimet lukuunottamatta muiden tuotannon tekijöiden hintaindeksin kerrointa ovat t-testin mukaan 95 %:n luotettavuustasolla nolasta poikkeavia. Jos erityisesti tarkastellaan pinta-alamuuttujan merkitystä näissä malleissa, huomataan, että selitysasteen kannalta sillä ei ole olennaista merkitystä. Sen sijaan jätettäessä pinta-alamuuttuja mallista pois Durbin—Watson testisuureen lukuarvo alenee. Kuitenkin d-arvo ei missään taulukon 4 funktiossa viittaa residuaalien autokorrelaatioon.¹⁾

Näiden tulosten perusteella ei liene kuitenkaan syytä tehdä pitkälle meneviä johtopäätöksiä väkilannoitteiden ja peltoalan molemmipuolisesta substituutiosuhteesta, vaikka pinta-alamuuttujan (PA) negatiivinen etumerkki siihen selvästi viittaakin. Tuntuu vaikealta uskoa esimerkiksi sitä, että peltoalan kasvu välttämättä merkitsisi supistumista hehtaaria kohden käytettyyn väkilannoitteiden määrään.

Pikemminkin em. muuttujien erisuuntaisille vaihteluille havaintoaineistossa on haettava yhteistä aiheuttajaa. Ainakin 1960-luvun puolivälistä lähtien sopiva selitys olisi, että väkilannoitteiden käytön kasvu on osaltaan lisännyt maatalouden ylituotantoa ja tästä syystä maamme peltoalan kasvua on pyritty

¹⁾ Funktion 4.18. kohdalla testisuureen arvosta ei voi tehdä päätelmiä kumpaankaan suuntaan.

Taulukko 4. Väkilannoitteiden kysyntä. Parametrien estimaatit ALMON-malleista. Selitettävänä muuttujana väkilannoitteiden käyttö hehtaaria kohden (VHA). Lineaarinen funktiomuoto¹⁾.

Table 4. Demand for Fertilizer. Estimates for linear Almon-models. VHA as the dependent variable²⁾.

No.	Ajanjakso Period	Selittävien muuttujien kertoimet Coefficients of						Selitys- aste R ²	Durbin- Watson testi
		VAKIO	$\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG1}$	$\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG2}$	$\left(\frac{KI}{THI}\right)_t$	$\left(\frac{MBI}{THI}\right)_t$	PA _t		
(4.16.)	1954/55-72/73	318.715	-341.984 -3.0*	260.164 2.5*	-62.016 -1.8	152.762 23.5*	-97.987 -4.5*	0.989	2.11*
(4.17.)	1955/56-72/73	85.390	-492.010 -4.5*	299.649 3.0*		156.779 20.6*		0.984	1.72*
(4.18.)	"	161.649	-560.540 -5.1*	354.928 3.5*	-66.654 -1.7	157.137 22.0*		0.987	1.69
(4.19.)	"	182.416	-355.267 -3.3*	230.748 2.6*		157.256 24.4*	-57.903 -2.6*	0.990	2.14*

Lyhenteet:

$\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG1}$ ja $\left(\frac{VHI}{THI}\right)_{DG2} = 1.$ ja 2. ALMON-muunnos muuttujasta: väkilannoitteiden hintaindeksi defla-
toituna tuottajahintaindeksillä. Funktiossa (4.16.) viiverakenteen pituus 4 havainto-
kautta sekä funktioissa (4.17.-4.19.) vastaavasti 5 havaintokautta.

$\left(\frac{KI}{THI}\right)_t =$ Muiden tuotannonkijöiden hintaindeksi defla-toituna tuottajahintaindeksillä.

$\left(\frac{MBI}{THI}\right)_t =$ Maatalouden bruttorahatuloja kuvaava indeksi defla-toituna tuottajahintaindeksillä.

PA_t = Viljelty peltoala.

¹⁾ katso alaviite sivulla 67. see footnote on the page 67.

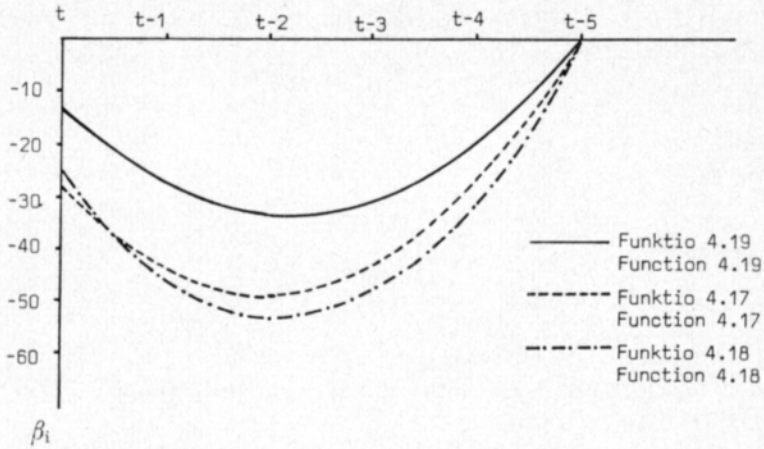
hillitsemään ja peltoalaa supistamaan. Samaan suuntaan vaikuttaa myös se, että viljelystä pois jäänyt pelto on selvitysten mukaan ollut sellaista, jolla on harjoitettu laajaperäistä maataloustuotantoa.

Jos taulukon 4 ALMON-muunnokset hajotetaan, saadaan hintamuuttujan eri viiveille $(VHI/THI)_{t-i}$, ($i = 0 \dots m-1$) seuraavat kertoimet:

VHI/THI	Havaintoajanjakso					
	t	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5
Funktio 4.16. kerroin						
kerroin	1.960	-24.546	-33.708	-25.526	0.0	-
t-arvo	0.1	-3.1	-3.4	-3.1	-	-
Funktio 4.17.						
kerroin	-27.799	-44.032	-49.369	-43.808	-27.352	0.0
t-arvo	-2.4	-10.0	-8.2	-5.9	-4.9	-
Funktio 4.18.						
kerroin	-25.516	-46.226	-54.029	-48.926	-30.916	0.0
t-arvo	-2.4	-10.7	-8.6	-6.5	-5.6	-
Funktio 4.19.						
kerroin	-13.537	-27.611	-33.295	-30.588	-19.489	0.0
t-arvo	-1.2	-3.7	-4.1	-3.8	-3.5	-

Kuvio 6. Muuttujan VHI/THI eri viiveiden kertoimet funktioista 4.17. ja 4.19. laskettuna.

Figure 6. Coefficients for different lags of variable VHI/THI Functions 4.17. and 4.19.



$$(4.20.) \text{ VHA}_t = 133.653 - 213.767 (\text{VHI}) \text{ DG1} + 185.822 (\text{VHI}) \text{ DG2} + 249.473 \text{ THIDG1} \\ - 2.2 \quad \quad \quad 2.4^* \quad \quad \quad 2.1 \\ - 195.147 \text{ THIDG2} + 74.65 \text{ MBI}_t - 68.345 \text{ KI}_t - 41.083 \text{ PA}_t + u_t \\ - 1.9 \quad \quad \quad 5.0^* \quad \quad \quad - 2.9^* \quad \quad \quad 1.7 \\ R^2 = 0.996 \quad \quad d = 2.34$$

Studentin t-arvoista voidaan päätellä, että tässä tapauksessa viiden havaintokauden pituinen polynomiaalinen viiverakenne sopii paremmin a priori olettamuksiin. Funktioissa 4.17. ja 4.18. muuttujan $(\text{VHI/THI})_{t-i}$ pieninkin t-arvo on yli kahden. Vertailtaessa näitä hintamuuttujan (VHI/THI) eri viiveiden kertomia kuviossa 5 esitettyihin voidaan todeta niiden samansuuntaisuus. Nämäkin tulokset viittaavat siihen, että koko sektorin reaktio hintasuhteen muutoksiin olisi voimakkaimillaan noin kahden lannoitusvuoden kulluttua. Keskimääräinen viive näissä yhtälöissä vaihtelee 2 havaintokauden kummallakin puolella (vrt. kuvio 6).

Jos malliin sisällytetään erillisinä ALMON-muunnokset väkilannoitteiden hintaindeksistä ja tuottajahintaindeksistä saadaan seuraava rakenne:¹⁾

Muuttujien DG-muunnokset tarkoittavat 4 havaintokauden pituista viiverakennetta. ALMON-muunnosten regressiokertoimista saadaan seuraavat kertoimet hintamuuttujien eri viiveille.

	t	t-1	t-2	t-3	t-4
VHI:n kerroin	13.598	-8.383	-17.977	-15.182	0.0
t-arvo	1.2	-0.9	-1.8	-2.1	-
THI:n kerroin	-4.289	16.298	23.875	18.442	0.0
t-arvo	-0.3	1.6	2.0	2.1	-

¹⁾ katso alaviite sivulla 67.

Eri mallien antamien tulosten vertailemiseksi on seuraavassa asetelmassa esitetty väkilannoitteiden käyttöä hehtaaria kohden selittävästä malleista lasketut joustot selittävien muuttujien suhteen. Geometrisen viiverakenteen omaavasta mallista (4.15.) saatiin väkilannoitteiden kysynnän pitkän aikavälin joustoksi (VHI/THI)-muuttujan suhteen -0.791 . Polynomiaalisen viiverakenteen malleissa joustot muuttujien keskiarvotasolla saivat seuraavat lukuarvot:

	VHI/THI	VHI	THI	KI/THI	MBI/THI	PA
Funktio (4.16.)	-0.952			-0.913	1.962	-3.806
» (4.17.)	-2.170			—	1.990	—
» (4.18.)	-2.319			-0.950	1.995	—
» (4.19.)	-1.405				1.996	-2.188
» (4.20.)		-0.449	1.140	-1.421	1.417	-1.596

5. Tulosten tarkastelua: Mallien tuottamat ennusteet lannoitusvuosille 1973/74 ja 1974/75

Edellä tarkasteltujen mallien hyvyyden mittana voidaan pitää myös sitä, kuinka hyviä ennusteita malli tuottaa estimointiajanjakson ulkopuolelta. Tässä työssä kaikkien estimoitujen mallien sopivuus havaintoaineistoon on sängen hyvä: selitysasteet (R^2) vaihtelivat $0.95-0.99$:n välillä. Kun otetaan lisäksi huomioon, että muuttujien kertoimille saadut arvot olivat suurimmaksi osaksi loogisia ja tilastollisesti merkitseviä, voidaan odottaa, että mallit tuottaisivat hyviä ennusteita väkilannoitteiden käyttömääristä estimointiajanjakson (1951/52—1972/73) ulkopuolella.

Jotta mallien ennusteominaisuuksia voitaisiin lähemmin arvioida, on niiden avulla laskettu ennusteet väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääristä lannoitusvuosina 1973/74 ja 1974/75. Lannoitusvuoden 1973/74 käyttömäärät — samoin kuin suurin osa selittävien muuttujien arvoista — on jo ennakoitihetkellä tunnettuja, joten näiden tulosten perusteella voidaan tarkastella eri mallien antamien ennusteiden osuvuutta. Sen sijaan ennusteet lannoitusvuodelle 1974/75 ovat ehdollisia, sillä ainoa varma tieto selittävien muuttujien arvoista ko. vuonna on lannoitteiden hintojen kohoaminen keskimäärin 30 %:lla.

Kokonaiskäyttömäärien ennakointiin käytettiin funktioita (4.10.) ja (4.12.), koska polynomiaalisen viiverakenteen omaavat mallit (ALMON-mallit) osoittautuivat tässä työssä parhaimmiksi. Kokonaiskäyttömäärät em. vuosille johdettiin myös ennakoimalla ensin väkilannoitteiden käyttötasot hehtaaria kohden funktioiden (4.17.) ja (4.19.) avulla ja sitten kertomalla ne viljellyn peltoalan määrällä. Ennusteiden laskemista varten on ALMON-muunnokset taroituksenmukaista purkaa viiveellisiksi hintamuuttujiksi. Siten ennusteet esimerkiksi funktiolla (4.19.) tehdään seuraavasta muodosta (selitykset kats. osa 42.):

$$\begin{aligned} VHA_t = & 182.416 - 13.537 (VHI/THI)_t - 27.611 (VHI/THI)_{t-1} - 33.295 (VHI/THI)_{t-2} \\ & - 30.588 (VHI/THI)_{t-3} - 19.489 (VHI/THI)_{t-4} + 157.256 (MBI/THI)_t \\ & - 57.903 PA_t \end{aligned}$$

Tulokset väkilannoitteiden kokonaiskäyttömäärää selittävästä malleista (VVOL selitettävänä muuttujana) on esitetty taulukossa 5.

Taulukko 5. Funktioiden 4.10. ja 4.12. avulla lasketut väkilannoitteiden käyttömäärien muutokset Suomessa lv:na 1971/72–72/73, ex-post ennusteet lv:lle 1973/74 ja ex-ante ennusteet lv:lle 1974/75.

Table 5. Changes in the fertilizer consumption in Finland estimated by the functions 4.10. and 4.12., ex-post forecasts for 1973/74 and ex-ante forecasts for 1974/75.

	Todellinen muutos, % <i>Actual</i> change, %	Lasketut muutokset — <i>Estimated changes</i>			
		4. 10.		4. 12.	
		Muutos, % <i>Change, %</i>	Poikkeama, % <i>Residual, %</i>	Muutos, % <i>Change, %</i>	Poikkeama, % <i>Residual, %</i>
1971/72	+ 4.6	+8.8	−4.2	+ 8.8	−4.2
1972/73	+ 1.3	+2.3	−1.0	−2.4	−1.4
1973/74	+10.4	+8.4	+2.0	+10.1	+0.3
1974/75 a	−4.3	..	− 2.3	..
b	−0.3	..	+1.8	..
c	+1.7	..	+3.8	..

Jos taas väkilannoitteiden kokonaiskäyttömäärien muutokset johdetaan hehtaaria kohden selittävistä funktioista (VHA selittävänä muuttujana), saadaan taulukon 6 mukaiset tulokset.

Taulukko 6. Funktioiden 4.17. ja 4.19. avulla lasketut väkilannoitteiden käyttömäärien muutokset Suomessa lv:na 1971/72–1972/73, ex-post ennusteet lv:lle 1973/74 ja ex-ante ennusteet lv:lle 1974/75.

Table 6. Changes in the fertilizer consumption in Finland estimated by the functions 4.17. ja 4.19., ex-post forecasts for 1973/74 and ex-ante forecasts for 1974/75.

	Todellinen muutos, % <i>Actual</i> change, %	Lasketut muutokset — <i>Estimated changes</i>			
		4. 17.		4. 19.	
		Muutos, % <i>Change, %</i>	Poikkeama, % <i>Residual, %</i>	Muutos, % <i>Change, %</i>	Poikkeama, % <i>Residual, %</i>
1971/72	+ 4.6	+ 7.1	−2.5	+8.6	−3.8
1972/73	+ 1.3	+ 0.7	+0.5	+1.8	−0.6
1973/74	+10.4	+10.1	+0.3	+8.7	+1.7
1974/75 a	− 1.1	..	−3.2	..
b	+ 2.9	..	+0.9	..
c	+ 4.9	..	+2.8	..

Poikkeama-sarakkeessa esitetyt luvut tarkoittavat todellisen arvon ja funktiolla lasketun arvon välistä erotusta — nimenomaan tässä järjestyksessä — prosentteina todellisesta arvosta. Ottaen huomioon kokonaiskäyttömäärän verrattain suuren muutoksen on todettava, että kaikki mallit tuottavat väkilannoitteiden kokonaismäärän muutokselle vuonna 1973/74 sangen hyvät ennusteet. Ennustevirheet ovat kaikissa malleissa samansuuntaisia; mallit aliarvioivat käyttömäärän muutoksen 0.3–2.0 %:lla. Aliarviointiin saattaa eräänä syynä olla väkilannoitteiden hamstraustoimet, joita 30 %:n hintojen nousu lv. 1974/75 alussa on todennäköisesti aiheuttanut.

Edellä on todettu väkilannoitteiden hankintamäärän tiukka riippuvuus maatalouden bruttorahatulosta. Tästä syystä lannoitusvuoden 1974/75 koko-

naiskäyttömääristä on kullakin funktiolla tehty kolme ennustevaihtoehtoa olettamalla maatalouden rahatuloja kuvaavalle muuttujalle (MBI) kolme erilaista kehitysvaihtoehtoa (kasvu: a) 11 %, b) 14 % ja c) 15.6 %¹⁾). Sen sijaan väkilannoitteiden hinnat lannoitusvuonna 1974/75 ovat jo tällä hetkellä tiedossa: Elinkeinohallituksen vahvistamat vähittäishinnat nousevat 30 % edellisestä kaudesta. Maataloustuotteiden tuottajahintojen on maataloustulolain mukaisten sopimusten perusteella arvioitu olevan lv. 1974/75 14.2 % korkeammat kuin edellisenä kautena. Peltoala on oletettu pysyvän jokseenkin tarkkaan edellisen vuoden suuruisena.

Saadut ennusteet viittaavat siihen, että edellisen lannoitusvuoden nopeata kasvuvauhtia vuonna 1974/75 ei ole odotettavissa. Ääriarvot kokonaismäärän muutosennusteissa ovat +4.9 % ja -4.3 %.

Ilmeisesti suurimman epävarmuustekijän tässä ennakoinnissa muodostaa se, millä tavalla 30 %:n väkilannoitteiden hintojen korotus vaikuttaa kokonaiskäyttömääriin. Estimointiajanjaksollahan ei näin suuria vuotuisia hinnankorotuksia ole esiintynyt, vaan yritysten reaktioiden voimakkuus on määritetty vähäisempien hinnannuutosten perusteella. Siksi voidaan olettaa, että mallien kertoimet eivät sovellu ilmaisemaan näin suuren muutoksen vaikutuksia väkilannoitteiden käyttömääriin.

Toisaalta on kuitenkin muistettava, että ennustemallit ovat jakautuneita viiveitä sisältäviä malleja, joissa hintojen muutoksen vaikutus oletetaan levittäytyvän usean ajanjakson alueelle. Ennusteiden realistisuutta puolustaa myös se, että väkilannoitteiden ja maataloustuotteiden hintasuhde ei vuonna 1974/75 kuitenkaan nousse kuin lannoitusvuonna 1971/72 vallinneelle tasolle. Tuntuu kuitenkin perustellulta, että todellisessa ennustetilanteessa mallin antamia arvoja korjattaisiin jonkin verran alaspäin esimerkiksi niiden psykologisten vaikutusten perusteella, joita voimakas hinnan nousu saattaa aiheuttaa.

6. Yhteenveto ja johtopäätelmiä

Maataloussektorimme väkilannoitteiden käytön määräytymistä selittävien mallien rakentaminen oli tässä raportissa esiteltävän työn tarkoituksena. Työ kohdistettiin erityisesti sellaisiin mallirakenteisiin, joilla maataloussektorimme väkilannoitteiden käyttömääriä voitaisiin ennakoida. Ajatuksena myös oli, että nämä mallit loisivat pohjaa sellaiselle maataloustuotantoa koskevalle mallien muodostamiselle, jossa lähtökohtana olisi sektorin tuotantotehtävien käyttötasojen määräytyminen.

Ennen varsinaista mallien muodostamista tarkasteltiin väkilannoitteiden kokonaiskäyttömääriä tarkoittavia aikasarjoja ns. aikasarja-analyttisin metodein. Väkilannoitteiden hankintamääriin perustuvista aikasarjoista lasketuna kasvuvuotteiden käytön keskimääräiset vuotuiset kasvuprosentit eri ajanjaksoilla olivat (laskettu eksponentiaalisen trendifunktion kertoimista):

¹⁾ Korostettakoon tässä yhteydessä, että näitä ennusteita tehtäessä ei vielä ollut tiedossa vuoden 1974 suurien satovahinkojen ja siten arviot rahatulojen kehityksestä ovat liian optimistisia.

Ajanjakso	Typpi N	Fosfori P ₂ O ₅	Kali K ₂ O	Kasviravinteet yhteensä
1948/49—59/60	14.7	4.1	8.4	7.3
1959/60—72/73	10.3	4.8	5.2	6.6

Lisäksi neljännesvuosittaisia hankintamääriä koskevista aikasarjoista vuosilta 1961—73 estimoitiiin EPA-metodilla niiden eri komponentit: 1) trendisuhdanne-, 2) kausivaihtelu- ja 3) epäsäännöllisen vaihtelun komponentti, joita voidaan arvioida kuvioista 1—3. Alkuaan oli tarkoituksena rakentaa myös aikasarja-analyttisiä ennustemalleja (BOX ja JENKINS-mallit). Tästä kuitenkin luovuttiin, koska maataloussektorin nopean muutosprosessin takia katsottiin, että ennakointi edellyttää rakenneyhtälöitä.

Tämän raportin väkilannoitteiden käytön määräytymistä selittävät mallit perustuvat traditionaalisen lähestymistavan mukaisesti olettamuksiin yritysten tuotantotekijöiden käyttötasojen vaihteluista taloudellisen tuloksen maksimointiperiaatteiden edellyttämällä tavalla (osa 3.1.). Tämän teoreettisen viitekehysten puitteissa on sitten väkilannoitteiden käyttömääriin vaikuttavat tekijät ja niiden väliset vaikutussuhteet spesifioitu kuvion 4 osoittamalla tavalla. Havaintojen aikayksikkönä käytettiin malleissa lannoitusvuotta (1.7.—30.6.).

Tuotantotekijöiden kysyntää koskevan viimeaikaisen teorian kehittelyn pohjalta ja havaintoaineiston esikäsittelyn yhteydessä saatujen kokemusten perusteella päädyttiin jakaantuneita viiveitä sisältäviin malleihin. Tällöin oletettiin, että sektorin reaktiot hintasuhteiden muutoksiin levittäytyvät usean seuraavan lannoitusvuoden alueelle syistä, joita on käsitelty osassa 3.3.

Tässä työssä sovellettiin ALMON:in kehittämää polynomiaalisia viiveitä sisältäviä malleja. Näissä oletettiin, että sektorin hintojen muutoksesta aiheutuvan reaktion levittäytyminen ajan suhteen voidaan kuvata 2. asteen polynomilla kuvaajalla (laskentatekniikka osassa 3.3.2.). Kokeilemalla 2—6 ajanjakson pituisia viiverakenteita päädyttiin siihen, että 4—5 lannoitusvuoden pituiset viiverakenteet olisivat soveliaimpia väkilannoitteiden hintoja ja tuottajahintoja koskeville muuttujille. Toisena jakautuneita viiveitä sisältävänä mallina kokeiltiin NERLOVE:n osittaisen sopeuttamisen hypoteesiin pohjautuvaa mallirakennelmaa, jossa sektorin reaktio hintojen muutokseen oletetaan pienenevän suppevan geometrisen sarjan mukaisesti etäännyttäessä muutosajankohdasta (osa 3.3.1.).

Parametrin estimointiin käytetty tilastoaineisto on esitetty osassa 4.2. ja liitteessä 6. Selitettävänä muuttujana toimi sekä väkilannoitteiden kokonaismäärä (VVOL) että käyttömäärä hehtaaria kohden (VHA). Estimoinnissa käytettiin pienimmän neliösumman menetelmää. Lisäksi NERLOVE-mallien estimoinnissa kokeiltiin 3PLS-metodia (liite 1) — tosin huonolla menestyksellä (katso funktio 4.8.).

Polynomiaalisen viiverakenteen mallit näyttivät tuottavan loogisimpia tuloksia (katso taulukot 3 ja 4). Niiden selitysasteet vaihtelivat 98—99 %:n vaiheilla ja lähes kaikki kertoimet olivat tilastollisesti merkitseviä. Myös NERLOVE:n teoriaan pohjautuvat mallit sopivat havaintoaineistoon verrattain hyvin, mutta antoivat kauttaaltaan vaikeammin tulkittavia tuloksia (katso taulukko 2).

Huomionarvoisinta tuloksissa oli väkilannoitteiden käyttömäärien voimakas riippuvuus maatalouden bruttorahatuloista (joustot vaihtelivat 1.2—2.0 välillä, kts. asetelma sivulla 76). Tämä riippuvuus ilmeni myös siten, että jätettäessä rahatuloja kuvaava muuttuja pois mallista ei saatu muillekaan muuttujille loogisia kertoimia. ALMON-muunnosten kertoimista ja niiden testisuureista voidaan päätellä, että väkilannoitteiden kysyntä on myös hintajoustavaa. Hintamuutoksen vaikutukset kuitenkin viivästyvät ja ovat suurimmillaan noin 2 lannoitusvuotta myöhemmin (kuviot 5 ja 6). ALMON-muunnoksista lasketut kertoimet eri viiveille antavat hintajouaston kokonaisarvoksi 1—2 %:n välillä vaihtelevia arvoja.

Mallien ennusteominaisuuksia tutkittiin tuottamalla eräillä malleilla ex-post ennusteet lv. 1973/74 väkilannoitteiden kokonaiskäyttömäärille sekä ehdolliset ennusteet lv. 1974/75 kokonaiskäyttömäärille (taul. 5). Vastaavat ennusteet johdettiin myös väkilannoitteiden käyttöä hehtaaria kohden selittävästä malleista (taul. 6).

Huolimatta suhteellisen suuresta kokonaiskäyttömäärän muutoksesta (+10.4 %) lv. 1973/74, antoivat mallit ko. vuodelle ennusteita, jotka poikkeavat vain 0.3—2.0 % alaspäin todellisesta käyttömäärästä. Eräänä syynä aliarviointiin voidaan pitää mahdollisia väkilannoitteiden hamstraustoimia lv. 1973/74 lopussa, joita hintojen voimakas nousu lv. 1974/75 on aiheuttanut. Siten tältä kapealta pohjalta arvioituna ko. mallirakenteet omaavat hyviä ennakointiominaisuuksia.

Lannoitusvuodelle 1973/74 tuotettiin kullakin mallirakenteella kolme eri ennustetta olettamalla maatalouden bruttorahatuloille kolme erilaista kehitysvaihtoehtoa (taul. 5 ja 6). Saadut ennusteet viittaavat siihen, että väkilannoitteiden käytön kasvuvauhti hidastuisi.

Lisäksi voidaan olettaa, että mallien kertoimet eivät sovellu ilmaisemaan väkilannoitteiden hintojen 30 %:n nousun vaikutusta käyttömääriin. Estimointiajanjaksollahan ei näin suuria hinnannousuja ole tapahtunut vaan reaktioiden voimakkuus on estimoitu vähäisempien hintamuutosten perusteella. Toisaalta on kuitenkin muistettava, että on kysymys jakautuneita viiveitä sisältävistä malleista, joissa hintamuutoksen vaikutus levittäytyy usealle ajanjaksolle. Ennusteen realistisuutta puolustaa myös se, että väkilannoitteiden ja tuotteiden hintasuhde ei vuonna 1974/75 nouse kuitenkaan kuin lannoitusvuonna 1971/72 vallinneelle tasolle.

Vaikka tämän työn tarkoituksena olikin vain tuottaa teknisiä apuvälineitä väkilannoitteiden käyttömäärien ennakointiin, jouduttiin tuloksia tarkasteltaessa pohtimaan erästä koko maatalouden tuotantopolitiikan kannalta keskeistä kysymystä maapohjan ja väkilannoitteiden keskinäisestä substituutiosuhteesta. Tuloksethan viittaavat siihen, että väkilannoitteiden käyttömäärä hehtaaria kohden on negatiivisesti riippuvainen viljelyn peltoalan määrästä.

Tulos sinänsä voi johtaa moniin erilaisiin päättelyketjuihin. Kuitenkin riippumatta siitä, mitkä ovat todelliset vaikutussuhteet tässä ilmiökentässä, tosiasiaksi jää, että muutokset em. suureissa ovat lähimenneisyydessä käyneet vastakkaisiin suuntiin. Eräänä syynä tähän kehitykseen on varmaankin ollut ko. hintasuhteen muuttuminen väkilannoitteiden suhteen edullisemmaksi. Tässä kohdin eräät maatalouden tuotantopoliittiset toimenpiteet ovat painot-

tuneet tukemaan kehityssuunnan jatkuvuutta. Viime aikoina väkilannoitteiden hintoja on subventioin alennettu ja toisaalta pellonvaraustoiminnalla on ainakin tietyillä alueilla todettu olevan maatalousmaan hintoja kohottava vaikutus.

Viime aikoina on maailmassa kuitenkin esiintynyt ilmiöitä, joiden perusteella arvioituna tällaisten tuotantopoliittisten toimenpiteiden uudelleenarviointi tuntuu tarpeelliselta. Näillä ilmiöillä tarkoitan esimerkiksi sitä tekijäryhmää, jotka ovat syynä viimeaikaiseen väkilannoitteiden hintojen voimakkaaseen nousuun.

Kiitokset. Haluan tämän tutkimustyön päätteeksi kiittää lämpimästi kaikkia niitä, jotka ovat tavalla tai toisella tukeneet tämän raportin valmistumista.

Työni kaikissa vaiheissa minulla on ollut monia tilaisuuksia keskustella työhöni liittyvistä kysymyksistä prof. Risto Ihamuotilan, prof. Lauri Kettusen ja prof. Matias Torvelan kanssa. Saamastani avusta tutkimusmenetelmien ja niiden käytännön sovellutusten suhteen esitän heille parhaat kiitokseni.

Rva Marketta Björse on auttanut tilastoaineistojen muokkaamisessa ja tarkkuutta vaativassa laskentatyössä. Neiti Sirkka Rämä on huolehtinut käsikirjoitusversioiden puhtaaksikirjoituksesta. Englanninkielisen tiivistelmän kieliasun on tarkastanut hum. kand. Jarmo Jaakola. Tästä huolella tehdystä työstä haluan heitä kiittää.

Taloudellista tukea tämän raportin laatimiseen olen saanut Kyösti Haatajan rahastolta ja Kemira Oy:n säätiöltä. Kiitokseni kuulukoon myös heille.

7. Kirjallisuus

- ALMON, S. 1965. The distributed lag between capital appropriations and expenditures. *Econometrica* 33: 178–196.
- BERGVIST, L. 1972. En aggregerad ekonometrisk modell av jordbruksnäringens ekonomi. *Medd. Inst. för Ekon. och Stat. Uppsala*.
- BOX, G. E. P. & JENKINS, G. M. 1970. *Time Series Analysis. Forecasting and Control*. 542 p. San Fransisco.
- CHEN, D., COURTNEY, R. & SCHMITZ, A. 1972. A Polynomial Lag Formulation of Milk Production Response. *American Journal of Agricultural Economics* 54; 1: 77–83.
- FAO 1971. *Production Yearbook*. Rome.
- * — 1974. *Monthly Bulletin of Agricultural Economics and Statistics*; 23: 3.
- GRILICHES, Z. 1958. The Demand for Fertilizers: An Economic Interpretation of a Technical Change. *Journal of Farm Economics* 40: 591–506.
- * — 1959. Distributed lags. Disaggregation and Regional Demand Functions for Fertilizer. *Journal of Farm Economics* 41: 90–102.
- HAIKALA, E. 1955. Väkilannoitteiden käytön riippuvuus niiden hinnoista Suomessa. Väkilannoitteet maataloutemme tuotannon kohottajina, p. 209–224. Helsinki.
- HEADY, E. O. & TWEETEN, L. G. 1963. *Resource Demand and Structure of the Agricultural Industry*. 515 p. Ames.
- IHAMUOTILA, R. 1972. *Productivity and Aggregate Production Functions in the Finnish Agricultural Sector 1950–1969*. Maatal. tal. tutk. lait. julk. N:o 25. Helsinki 1972.
- JOHNSTON, J. 1963. *Econometric Methods* 300. p. New York.
- * — 1972. *Econometric Methods. Second Edition*. 437 p. Tokio.
- KETTUNEN, L. & ROUHIAINEN, J. 1972. *Aggregate Livestock and Total Production Functions in Finnish Agriculture in 1956/57–1969/70*. Maatal. tal. tutk. lait. julk. 28, 2: 1–54. Helsinki 1972.
- Komiteamietintö 1969: B 40. *Maatalouskomitean mietintö III*. Helsinki 1969.
- Komiteamietintö 1967: B 66. *Maatalouskomitean mietintö I*. Helsinki 1967.
- LESKINEN, E. 1973. Stokastisten mallien rakentamiseen ja malleilla ennustamiseen liittyviä toimintaohjeita ja tarvittavien aikasarja-analyyttisten tietokoneohjelmien esittely. Jyväskylän yliopiston tilastotieteen laitoksen julk. 1/1973: 1–66. Jyväskylä 1973.
- MASSAGER '70. *User's Manual*. Bank of Canada. 1970. Moniste.
- MILLS, F. C. 1955. *Statistical Methods*. 842 p. London 1955.
- NERLOVE, M. 1956. Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities. *Journal of Farm Economics* 38: 496–509.
- * — 1958. *Distributed Lags and Demand Analysis of Agricultural and other Commodities*. USDA Agricultural Handbook 141. Washington.
- NIITAMO, O. E. & SOIVIO, A. 1964. Kokeita yksinkertaisilla simultaanisille moniyhtälömalleilla. Summary: Experiments with simple simultaneous equation systems. *Kansantaloudellisia tutkimuksia* 25: 134–164 ja 211–212. Helsinki 1964.
- PERNU, A. 1955 a. Valtion väkilannoitepolitiikka Suomessa eri aikoina. Väkilannoitteet maataloutemme kohottajina, p. 31–43. Helsinki 1955.
- * — 1955 b. Väkilannoitteiden tarve ja käyttö Suomessa. Väkilannoitteet maataloutemme kohottajina, p. 44–92. Helsinki 1955.
- PIHKALA, K. U. 1955. Väkilannoitteiden käyttö ja sen suhteellinen edullisuus eräissä Euroopan maissa. Väkilannoitteet maataloutemme kohottajina, p. 13–22. Helsinki 1955.
- SAITO, T. 1972. *Comet User's Manual*. Nippon Univac Sogo Kenkyusho Inc. Moniste.
- TAYLOR, L. D. & WILSON, T. A. 1963. Three-Pass Least Squares. A method for Estimating Models with A Lagged Dependent Variable. *Review of Economics and Statistics* 46, 4: 329–346.
- TURKKI, A. 1972. Väkilannoitteiden käyttö ja lannoituksen vaikutus satotasoon. *Hels. yliop. maanvilj. tal. lait. julk.* 4/1972.
- Väkilannoitteiden hinnasto. Kemira Oy (ent. Rikkihappo Oy). Lannoitusvuosilta 1960–1974/75.
- Väkilannoitteiden myynnin jakautuminen maatalouskeskusalueittain. Kemira Oy (ent. Rikkihappo Oy). Lannoitusvuosilta 1965/70–1973/74.

SUMMARY

Demand for Fertilizer: Distributed Lag Models for Explaining and Forecasting Variations in Fertilizer Consumption in Finland.

The purpose of the research work presented in this report was to construct econometric models explaining variations in fertilizer consumption in Finland. The main attention was focused upon those models that could be used for forecasting. In planning this project it was also thought that an analysis of this kind could serve as a basis for formulating forecasting models for agricultural production as a whole proceeding from the determination of input levels.

Before the specification of demand models, variations in fertilizer consumption were analyzed by means of time series analysis. The average growth rates for the consumption of major plant nutrients were as follows (computed for different periods using exponential trend functions):

Period	N	P ₂ O ₅	K ₂ O	Total
	%			
1948/49—59/60	14.7	4.1	8.4	7.3
1959/60—72/73	10.3	4.8	5.2	6.6

In addition, quarterly time series data on the quantities of main plant nutrients purchased by the agricultural sector were analyzed by the EPA-method developed for time series analysis in Japan (see SAITO 1972). The time series were divided into three components: 1) trend-cycle component, 2) seasonal component and 3) irregular component which can be evaluated graphically on the basis of Figures 1 to 3.

Models explaining fertilizer consumption in this report are based on hypotheses characteristic of a traditional approach to resource demand analysis. Thus, in the formulation of these models it was assumed that variations in fertilizer input levels coincide with the principles of profit maximization applied by firms in the agricultural sector (see part 3.2). Within this theoretical framework, factors affecting fertilizer consumption and their relationships were fixed as presented in Figure 4. An economic year (from 1 July to 30 June) was used as a time unit for observations.

On the basis of recent progress in the development of a resource demand theory, and in view of the results obtained in preliminary analysis, different types of distributed lag models were used. It was assumed that for many reasons (capital restrictions, uncertainty etc.) the agricultural sector cannot immediately adjust fertilizer input levels to a new set of price ratios. The response was in consequence assumed to spread over several subsequent economic years.

Two types of distributed lag models were used in this analysis. The main attention was focused on polynomial lag models formulated by ALMON. In constructing these models it was assumed that the distribution of a sector's response to a change in the price ratio between fertilizer and agricultural produce with respect to time can be illustrated by the curve of a second order finite polynomial (see part 3.3.2.). Results from estimation experiments with different lengths of lags indicated that lags of 4—5 economic years would be the most suitable for price variables (VHI/THI, VHI, THI) in this analysis. The second type of distributed lag models used in this study was the partial adjustment model formulated by NERLOVE, in which the sector's response to a change in the price ratio (or prices) is assumed to decline geometrically with respect to time.

The variables used in the analysis and their symbols are presented in Appendix 2 and the observed values for these variables in Appendix 6. Both the volume index of fertilizer (VVOL) and the expenses for fertilizer per hectare at constant prices (VHA) were used as dependent variables in the demand models. Parameters were estimated by the ordinary least squares regression method (OLS). In addition, Nerlovian partial adjustment models were also estimated by the 3PLS-method (Three Pass Least Squares) developed for the estimation of these types of models (see TAYLOR and WILSON 1964). In this analysis, however, the 3PLS-method was not very successful.

Polynomial lag models seemed to give the best results as compared to a priori hypotheses (see Tables 3 and 4). The coefficients of determination (R²) varied between 0.98—0.99 and according to the Durbin—Watson test, the residuals in these models were not autocorrelated.

Nearly all regression coefficients were statistically significant at a 95 per cent confidence level. The Nerlovian partial adjustment models also matched empirical data fairly well, but on the other hand the impact of changes in the explanatory variables on fertilizer consumption was difficult to interpret on the basis of the regression coefficients obtained (coefficients of the price variables were not statistically significant and the residuals of nearly all the models were auto-correlated).

Fertilizer demand elasticities with respect to the explanatory variables were computed on the basis of the coefficients of polynomial lag models. At the average levels of the variables, these were as follows:

	Dependent variable	Explanatory variable			
		VHI/THI	(KI/THI) _t	(MBI/THI) _t	PA _t
Function 4.9.	VVOL	-1.012	-1.015	1.913	-2.356
Function 4.12.	VVOL	-1.480		1.959	-0.656
Function 4.19.	VHA	-1.405		1.996	-2.188

The demand elasticities of fertilizer with respect to the variable VHI/THI (the price ratio between fertilizer and agricultural products) were computed on the basis of the coefficients for ALMON transformations. They refer to the entire response period (the sum of the elasticities with respect to $(VHI/THI)_t$, $(VHI/THI)_{t-1}$ ) and are not price elasticities in the conventional sense.

Strong reactions in fertilizer consumption to changes in farm receipts were the most outstanding feature of these results. The magnitude of the elasticity coefficient remained quite stable even though variable combinations in the models were changed. It was also noted that when this variable was omitted from the model, even the coefficients of other variables were not logical on an a priori basis.

In the light of these results we can also conclude that demand for fertilizer is fairly elastic with respect to the price ratio of fertilizer and agricultural products (VHI/THI). Elasticities calculated from the coefficients of ALMON transformations for VHI/THI varied between -1.0 - -2.0, depending on the model and on the length of the lag structure. Farmers' response to a change in the price ratio, however, appears to spread: at its highest, the response is about two economic years after the change in the price ratio (see Figures 5 and 6).

Generally the coefficients obtained were logical. Only the negative signs of the regression coefficients for arable land (PA) were difficult to interpret. It is, however, probable that the negative signs reflect time-related effects of technological knowledge and economic growth rather than substitution.

In order to test the validity of the models constructed for forecasting purposes, ex-post forecasts of total fertilizer consumption were computed for the economic year 1973/74 and ex-ante forecasts for the economic year 1974/75 by means of some models presented above (VVOL as the dependent variable, see Table 5). Similar forecasts were also made by the models with expenses for fertilizer per hectare at constant prices (VHA) as the dependent variable (see Table 6).

In spite of a relatively great change in total fertilizer consumption (+10.4 %) in 1973/74, estimates computed by these models are only 0.3-2.0 % smaller than the observed values. Thus, evaluated on this basis, the constructed demand models have good forecasting properties.

For the economic year 1974/75, three different forecasts were made by each model assuming three alternative courses in the development of farm cash receipts (MBI). The forecasts are presented in Tables 7 and 8. All these indicated that the growth rate of fertilizer consumption will slow down. In addition, we can expect that the coefficients of the models estimated are not sufficient to express fully the effects which an increase of 30 per cent in fertilizer prices taking place in 1974/75 may have on total fertilizer consumption. This assumption is based on the fact that such a big increase in fertilizer prices has never occurred during the estimation period and consequently coefficients indicating farmers' response were estimated on the basis of smaller price changes. On the other hand it should be taken into account that these models are distributed lag models in which the effects of a change in the price ratio are assumed to spread over several consecutive production periods.

Liitteet — Appendices

Liite 1 — *Appendix 1. 3PLS-metodi (3-Pass Least Squares, TAYLOR and WILSON 1964, p. 329—343).*

1. *Vaihe*: Ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan regressioyhtälö pienimmän neliösumman menetelmällä:

$$Y_t = c_1 + b_1 X_t + a_1 Y_{t-1} + r_t$$

2. *Vaihe*: 1. vaiheen yhtälöstä lasketaan residuaali ($r_t = \hat{Y}_t - Y_t$). Lisäksi siitä lasketaan selitettävä muuttuja vaiheen 2. regressioyhtälöön (Z_t):

$$Z_t = Y_t - b_1 X_t \quad (= r_t + a_1 Y_{t-1} + c_1)$$

Tämän jälkeen estimoidaan regressioyhtälö pienimmän neliösumman menetelmällä:

$$Z_t = c_2 + a_2 Y_{t-1} + \lambda r_{t-1} + \lambda^2 \delta Y_{t-2} + \varepsilon_t$$

Tästä lasketaan ns. vaiheen 2 muuttuja (r_t^*):

$$r_t^* = Z_t - a_2 Y_{t-1} + c_2$$

3. *Vaihe*: Pienimmän neliösumman menetelmällä estimoidaan alkuperäinen regressioyhtälö, johon on lisätty vaiheen 2 muuttuja r_t^* selittäväksi muuttujaksi:

$$Y_t = c_3 + b_3 X_t + a_3 Y_{t-1} + \lambda_3 r_{t-1}^* + \varepsilon_t$$

Tässä parametrien estimaatit ovat 3PLS-estimaatteja ja λ on autokorrelaatiokertoimen estimaatti.

Liite 2 — *Appendix 2. List of variables*

List of variables

VVOL	= The volume index of fertilizer used in Finland, 1961/62 = 100.
VHA	= Expenses for fertilizer per hectare at constant prices (1961/62). Fmk/ha.
VHI	= The price index of fertilizer, 1961/62 = 100.
THI	= The producer price index of agricultural products, 1956/57 = 100.
KI	= The price index of farm inputs (excluding fertilizer), 1965/66 = 100.
MBI	= The index indicating the development of farm cash receipts, 1961/62 = 100.
PA	= Arable land, 1 000 hectares.
(VHI/THI) DG1	= 1. ALMON variable made from VHI/THI. The length of lag is 5 observation periods in Functions 4.11., 4.12. and 4.17. — 4.19., and 4 observation periods in Functions 4.9., 4.10. and 4.16.
(VHI/THI) DG2	= 2. ALMON variable made from VHI/THI. As to the length of lag, see (VHI/THI) DG1.
(VHI) DG1	= 1. ALMON variable made from VHI. The length of lag is 5 observation periods in Functions 4.14. and 4.20.
(VHI) DG2	= 2. ALMON variable made from VHI. As to the length of lag, see (VHI) DG1.
(THI) DG1	= 1. ALMON variable made from THI. As to the length of lag, see (VHI) DG1.
(THI) DG2	= 2. ALMON variable made from THI. As to the length of lag, see (VHI) DG1.

Liite 3. Typen (N) käyttö ja hinta lannoitusvuosina 1948/49–1972/73.

Appendix 3. The use and price of nitrogen (N) in Finland in 1948/49–1972/73.

	milj. kg	Käytetty määrä		Hinta — Price	
		Quantity used		(kalkkisalpietari)	
		Vuot. muutos, %	kg/ha	mk/100 kg	1948/49 = 100.0
		Annual change, %			
1948/49	13.2	—	5.4	54.23	100.0
1949/50	13.3	0.8	5.5	55.44	102.2
1950/51	17.4	30.6	7.1	58.85	108.5
1951/52	25.2	45.0	10.1	58.68	108.2
1952/53	25.9	2.7	10.3	60.10	110.8
1953/54	34.1	31.7	13.4	65.07	120.0
1954/55	31.8	—6.8	12.4	65.07	120.0
1955/56	38.2	20.0	14.8	64.79	119.5
1956/57	44.7	16.9	17.2	74.75	137.8
1957/58	44.1	—1.2	16.9	85.81	158.2
1958/59	49.8	12.8	18.9	94.24	173.7
1959/60	61.3	23.2	23.2	103.98	191.7
1960/61	64.4	5.1	24.2	93.30	172.0
1961/62	58.9	—8.5	22.1	100.95	186.2
1962/63	61.3	4.0	22.9	100.94	186.1
1963/64	77.2	26.0	28.7	103.32	190.5
1964/65	91.4	18.4	33.9	110.97	204.6
1965/66	94.9	3.9	35.2	110.75	204.2
1966/67	94.5	2.7	36.1	111.96	206.5
1967/68	111.4	14.2	41.3	120.89	222.9
1968/69	127.6	14.6	49.0	121.86	224.7
1969/70	157.7	23.7	62.0	121.86	224.7
1970/71	168.0	6.5	66.9	121.75	224.5
1971/72	180.4	7.4	72.7	121.66	224.3
1972/73	180.8	0.2	73.7	136.00	250.8

Liite 4. Fosforin (P_2O_5) käyttö ja hinta lannoitusvuosina 1948/49–1972/73.

Appendix 4. The use and price of phosphorus acid (P_2O_5) in Finland in 1948/49–1972/73.

	milj. kg	Käytetty määrä <i>Quantity used</i>		Hinta — <i>Price</i> (superfosfaatti)	
		Vuot. muutos, % <i>Annual change, %</i>	kg/ha	mk/100 kg	1948/49 = 100.0
1948/49	67.7	—	27.6	25.45	100.0
1949/50	55.3	18.4	22.7	32.41	127.3
1950/51	61.2	10.7	24.9	32.41	127.3
1951/52	77.4	26.4	31.0	32.35	127.1
1952/53	81.3	5.1	32.3	32.35	127.1
1953/54	79.2	−2.6	31.2	32.37	127.2
1954/55	75.2	−5.1	29.3	32.54	127.9
1955/56	82.0	9.1	31.8	32.54	127.9
1956/57	86.7	5.7	33.4	37.44	147.1
1957/58	82.5	−4.8	31.6	43.02	169.0
1958/59	91.1	10.4	34.6	47.29	185.8
1959/60	101.1	11.0	38.2	55.27	217.2
1960/61	105.5	4.3	39.7	55.25	217.1
1961/62	100.5	−4.7	37.7	55.25	217.1
1962/63	97.7	−2.8	36.5	55.25	217.1
1963/64	116.9	19.7	43.5	56.09	220.4
1964/65	132.2	13.1	49.1	66.93	263.0
1965/66	129.6	−2.0	48.1	71.65	281.5
1966/67	126.7	−2.3	47.0	77.08	302.9
1967/68	135.7	7.1	50.3	88.72	348.6
1968/69	144.3	6.4	55.4	88.46	347.6
1969/70	161.0	11.6	63.2	88.46	347.6
1970/71	168.8	4.9	67.2	88.35	347.2
1971/72	171.7	1.9	69.3	88.35	347.2
1972/73	168.2	−2.2	68.6	95.85	376.6

Liite 5. Kalin (K_2O) käyttö ja hinta lannoitusvuosina 1948/49–1972/73.

Appendix 5. The use and price of potassium (K_2O) in Finland in 1948/40–1972/73.

	milj. kg	Käytetty määrä <i>Quantity used</i>		Hinta — <i>Price</i> (Kalisuola)	
		Vuot. muutos, % <i>Annual change, %</i>	kg/ha	mk/100 kg	1948/49 = 100.0
1948/49	29.0	—	11.8	18.11	100.0
1949/50	24.9	—14.3	10.2	20.53	113.4
1950/51	31.2	25.4	12.7	22.41	123.7
1951/52	41.7	33.8	16.7	22.36	123.5
1952/53	47.1	12.9	18.7	22.36	123.5
1953/54	52.3	11.1	20.6	22.36	123.5
1954/55	49.8	— 4.8	19.4	22.36	123.5
1955/56	46.7	— 6.2	18.1	22.28	123.0
1955/57	54.8	17.3	21.1	23.38	129.1
1957/58	55.4	1.1	21.2	26.87	148.4
1958/59	60.0	8.5	22.8	29.58	163.3
1959/60	71.4	18.9	27.0	30.87	170.5
1960/61	77.2	8.2	29.0	32.60	180.0
1961/62	76.2	— 1.4	28.5	32.60	180.0
1962/63	75.9	— 0.3	28.3	33.80	186.6
1963/64	91.7	20.8	34.1	38.11	210.4
1964/65	102.4	11.7	38.0	38.93	215.0
1965/66	102.6	0.3	38.0	39.08	215.8
1966/67	102.7	0.0	38.1	37.47	206.9
1967/68	107.9	5.1	40.1	42.86	236.7
1968/69	113.0	4.7	43.4	46.85	258.7
1969/70	123.2	9.0	48.4	46.85	258.7
1970/71	127.6	3.6	50.8	46.78	258.3
1971/72	132.5	3.8	53.4	46.78	258.3
1972/73	132.4	— 0.0	54.0	48.80	269.5

Liite 6. Analyysissa käytettyjen muuttujien havaintoarvot.

Appendix 6. Observed values of the variables used in the analysis. For the units of measurement see Appendix 2.

	Väkilann. volyymi- indeksi VVOL	Väkilann./ peltoha 1961/62— hinnoin, mk VHA	Väkilann. hinta- indeksi VHI	Tuotta- jahinta- indeksi THI	Muiden tuotannon- tek. hinta- indeksi KI	Maatal. brutto- rahatulo- indeksi MBI	Viljelty peltoala PA
1951/52	54.1	28.57	64.2	81.0	84.6	45.5	2.499
1952/53	57.8	30.32	64.0	80.4	84.6	46.3	2.516
1953/54	64.6	33.58	65.7	78.4	85.1	48.1	2.540
1954/55	62.2	32.00	66.1	81.7	86.5	48.8	2.657
1955/56	67.6	34.57	66.0	94.8	90.7	61.0	2.580
1956/57	76.3	38.79	74.4	100.7	98.9	66.4	2.596
1957/58	75.0	37.91	85.9	102.1	105.9	67.8	2.611
1958/59	82.4	41.32	96.0	107.5	108.4	75.4	2.633
1959/60	99.2	49.48	106.7	113.3	110.7	87.6	2.647
1960/61	105.5	52.40	99.9	116.3	112.7	93.4	2.658
1961/62	100.0	49.47	100.0	116.6	114.4	100.0	2.668
1962/63	100.7	49.62	101.4	119.6	118.8	99.2	2.678
1963/64	123.7	60.80	104.7	125.7	126.8	118.7	2.686
1964/65	142.7	69.93	116.2	141.7	138.3	135.2	2.694
1965/66	144.4	70.65	119.1	148.7	143.0	138.5	2.698
1966/67	144.7	70.83	121.3	153.8	151.4	142.4	2.697
1967/68	162.0	79.34	128.4	168.3	164.6	163.1	2.695
1968/69	176.6	89.56	132.8	183.4	173.8	178.9	2.603
1969/70	201.7	104.27	133.0	187.2	180.1	190.9	2.546
1970/71	210.2	110.95	133.0	190.2	192.1	197.0	2.511
1971/72	219.9	117.44	133.0	203.8	209.1	222.9	2.482
1972/73	222.7	120.33	140.2	229.6	234.2	242.4	2.452