

SADON RIIPPUVAISUUS VÄKILANNOITUKSEN JA KESÄN LÄMPÖOLOJEN VAIHTELUISTA SUOMESSA

Regressioanalyttinen tarkastelu

AUVO KIISKINEN

Taloudellinen tutkimuskeskus, Helsinki

Saapunut 10, 8, 1957

Erään laajemman tutkimuksen yhteydessä (4) kirjoittaja joutui selvittämään maataloutemme tuotannollista kehitystä ja siihen vaikuttaneita tekijöitä viimeksi kuluneen neljännesvuosisadan aikana. Kasvinviljelyn osalta huomio kiintyi tällöin taloudellisten selitystekijäin ohella sääoloissa tapahtuneisiin huomattaviin vaihteluihin. Näytti aiheelliselta yrittää saada kvantitatiivinen kuva siitä, miten läheisesti ja minkä reaktioasteen mukaisesti satoisuus on riippunut eräistä siihen vaikuttaneista muuttujista.

Sadon ja sen selitystekijäin kehityksen yleispiirteet

Toisen maailmansodan kynnykselle asti luonnehti kuluvan vuosisadan satokehitystä maassamme viljelyn voimakas laajentuminen ja voimaperäistyminen. Vapaussodan aiheuttamia häiriöitä ja pienehköjä tilapäisvaihteluja lukuun ottamatta satoluvut osoittivat ripeää ja jatkuvaa noususuuntaa. Rehuyksiköissä ilmaistu kokonaissato kohosi Tilastollisen vuosikirjan mukaan viisivuotiskautena 1935—39 keskimäärin 3 760 milj. ry:ön vastaavan luvun oltua 1920-luvun alkupuoliskolla vain 2 250 milj. ry ja ensimmäisenä maatalouslaskentavuonna 1910 1 690 milj. ry. Viimeksi kulunut sotakausi merkitsi mm. väkilannoitepulan ja työvoiman niukkuuden takia viljelytason jyrkkää alentumista. Kun lisäksi maan peltoala supistui alueluovutusten johdosta n. 11 % oli sadon volyyymi ensimmäisinä sodanjälkeisvuosina laskenut tasolle, joka oli saavutettu jo 1920-luvun alussa. Sittemmin satoluvut ovat kohonneet hyppäyksenomaisesti, niin että viisivuotiskauden 1950—54 rehuyksikkömäärä oli keskimäärin jo 3 575 milj. ry lähentyen siten sodanedellistä tuotantotasoa.

Keskisadon määrä peltohehtaaria kohden kohosi vastaavasti runsaat 27 % vuosien 1921—25 keskiarvosta 1930-luvun loppupuoliskolle mennessä. Tältä tasolta satoisuus ei ole noussut vuosiin 1950—54 mennessä enempää kuin yhden prosentin verran. Huomio kiintyy juuri siihen, miten tämä keskisatotulosten hidas nousu sodan edellisestä tasosta lähtien on selitettävissä.

Taulukko 1. Peltoviljelyksen satoisuuskehitys vuosina 1921—39 ja 1948—54 rinnastettuna väkilannoituksen määrän sekä touko—elokuun keskilämpötilan muutoksiin.

Vuosi	Sato- ry/ha ¹	Väki- lannoitus ly/ha ²	Touko— elokuun keski- lämpö ³	Vuosi	Sato- ry/ha ¹	Väki- lannoitus ly/ha ²	Touko— elokuun keski- lämpö ³
1921	1179	0.468	13.9	1934	1549	3.374	14.5
1922	1241	0.979	13.2	1935	1443	4.253	12.8
1923	1051	1.321	11.5	1936	1504	4.451	15.4
1924	1259	1.492	13.8	1937	1617	5.436	15.9
1925	1380	2.851	14.8	1938	1724	6.501	14.3
1926	1346	3.413	13.9	1939	1494	6.228	14.5
1927	1440	4.305	13.9	1948	1522	10.200	13.9
1928	1330	4.619	11.3	1949	1573	12.009	13.5
1929	1214	4.016	12.5	1950	1561	10.475	13.5
1930	1437	3.270	14.9	1951	1498	12.334	12.9
1931	1420	2.950	13.3	1952	1581	16.254	12.2
1932	1437	2.577	13.6	1953	1681	17.005	14.1
1933	1406	2.618	13.5	1954	1554	18.897	13.8

¹ Ry-luvuissa on myös peltolaitumen arvioitu sato otettu huomioon. Niiden tuotto on laskettu niitonurmien vastaavia keskisatoja hyväksi käyttäen.

² Lannoitusyksikköluvut (muunn. kg/ha on saatu painottamalla kunkin vuoden sadolle väkilannoitteissa annetut eri kasvinravinteiden määrät kertoimilla: typpi 17, fosforihappo, 7 ja kali 4 (6, ss. 86—87). Asianomaiset kasvinravinteiden perussarjat on saatu Rikkihappo- ja superfosfaatti- tehtaat Oy:ltä.

³ Lukusarja tarkoittaa Turun, Helsingin, Tampereen, Jyväskylän ja Kajaanin touko—elokuun keskilämpötilan keskiarvoa Ilmatieteellisen Keskuslaitoksen julkaisemista kuukausitiedoista laskettuna.

Sota-ajan aikaansaamat rappiot ovat ilmeisesti olleet kasvinviljelyn osalta hitaammin korjattavissa kuin karjataloudessa ja muussa tuotantotoiminnassa yleensä. Viljelyn muuttumisella entistä rehuviljelyvaltaisemmaksi on ollut samoin keskimääräisiä satotuloksia alentava vaikutus. Uudisraivaus lienee lisäksi melkoisessa määrin suuntautunut vähemmän tuottaville maille ja hallanaroille seuduille. Viljelytason kohottamispyrkimysten laimeutta ei sen sijaan sovi pitää syynä hehtaari-satojen nousun hitauteen. Esim. väkilannoituksen volyyymi lisääntyi (tukipalkkioiden myötäilemänä) vuosien 1935—39 ja 1950—54 välisenä aikana 2.8 kertaiseksi kutakin peltohehtaaria kohden, kun vastaava lisäys vuosien 1925—29 ja 1935—39 välillä oli ainoastaan 40 % (ks. taulukko 1). Myös maataloudellisen koulutus- ja valistustason, kalkituksen, kasvinjalostuksen, ym. kehitystekijäin kohdalla edistyminen näyttää jatkuneen vireässä tahdissa.

Varsin olennaisesti keskitasojen kehitykseen ovat vaikuttaneet sääolojen vaihtelut. Kasvukauden lämpöolot ovat olleet sodanjälkeiskautena vähemmän suotuisat, kun sitä vastoin ennen viime sotia ilmastollisten muutosten yleissuunta oli kasvinviljelylle sangen edullinen. Ilmatieteellisen Keskuslaitoksen tilastosarjat osoittavat, että siinä lämpötilan noususuuntauksessa, jonka huippu sattui 1930-luvun loppuvuosiin, oli kysymys itse asiassa varsin pitkäaikaisesta, lähes vuosi-

sadan ajan kestäneestä muutosilmiöstä (2). Ilmastotekijäin ja satoisuuden välistä riippuvuutta selvittelevissä tutkimuksissa on voitu todeta, että nimenomaan lämpöolot ovat Suomessa se säätekijä, jonka vaihteluihin ha-sadot yleensä selvimmin korreloituvat (2,5). Sadeoloilla on etenkin paikallisia satotuloksia erilaistavana tekijänä luonnollisesti huomattava merkitys, mutta yleisesti ottaen kasvukauden aikainen lämpömäärä, pikemmin kuin liian vähäinen tai liiallinen sademäärä on oloissamme rajoittava kasvutekijä.

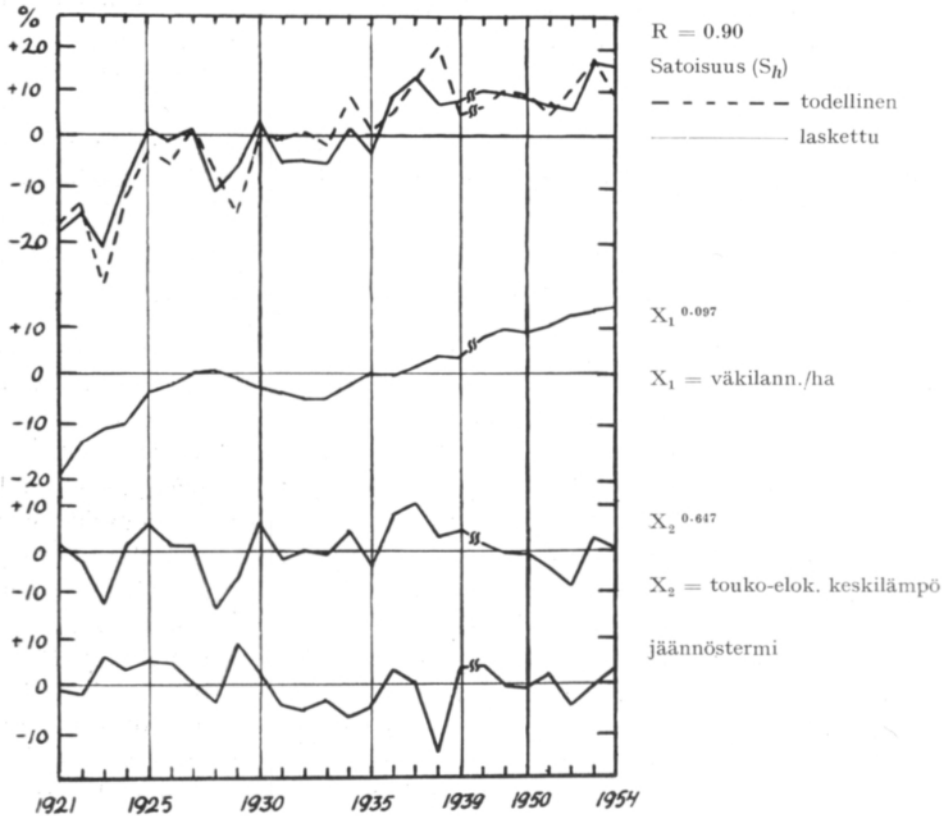
Ekonometrinen malli

Tilastollisten mallien ideana on antaa kvantitatiiviseen muotoon puettu »selitys» selitettävän ilmiön, tässä tapauksessa keskisadon vaihteluista. Tämän tutkimustavan käyttö edellyttää, että kaikki eksplisiittisesti huomioonotettavat ilmiöt ovat mittauskelpoisia, ts. ilmaistavissa tilastollisilla sarjoilla. Tarkoituksena on saada olennaisimpaan keskittyvä kuva todellisuudesta, esittää empiirinen malli, jolla yksinkertaisuudessaan ja samalla ytimekkyydessään on riittäväksi katsottava selitysvoima.

Seuraavassa tarkastelussa satoisuuden muutoksia pyritään selittämään regressioilmaisun avulla. Koska silmällä pidetään keskisadon määräytymistä nimenomaan »normaalioloissa», on tutkimusajanjaksoksi otettu vuodet 1921—1939 ja 1948—1954. Satoisuuden (Sh) vuotuisia vaihteluja selittävinä muuttujina on otettu huomioon väkilannoitusvolyyymi peltohehtaaria kohti ($= X_1$) ja touko—elokuun keskilämpötila ($= X_2$). Väkilannoitteiden käytön voimakkaasti nousevan yleissuunnan johdosta yleinen maataloudellinen ja maanviljelysteknillinen edistys korreloituu läheisesti ensinnä mainitun selitysmuuttujan kanssa, joten siihen yhdistyy myös näistä kehitystekijöistä johtuvia satovaikutuksia. Käsittelyn pohjana olevat tilastosarjat ja niiden määrittäysperusteet käyvät selville taulukosta 1.

Ennen regressioanalyysiin siirtymistä tarkasteltakoon ha-satojen riippuvuutta mainituista muuttujista korrelaatiolaskelman avulla. Edellä viitatuissa ja muissa vastaavanlaisissa selvityksissä (1, 2, 5), joissa korrelaatiokertoimilla on kuvattu eri säätekijäin vaikutusta satoisuuteen, laskelmat ovat kohdistuneet yksinomaan aikaan, jolloin lämpötilan yleissuunta oli nouseva. Tämä trendin samansuuntaisuus yleisen maatalouskehityksen aikaansaamien satoisuusmuutosten kanssa on ollut omansa kohottamaan lämpösuhteiden ja ha-satojen välisten korrelaatiokertoimien lukuarvoja. Se, ettei meillä aikaisemmin ole pyritty erittelemään rinnakkain ilmastollisten ja maataloudellisten tekijäin vaikutuksia, johtunee mm. siitä, että kyseiset edistystekijät ovat yleensä vaikeasti mitattavissa ja että sellaisen keskeisen indikaattorin konstruointi, kuin mitä esim. väkilannoitteiden käytön volyyymisarja edustaa, on ollut vaikea havaita mahdolliseksi.

Ha-satojen osittaiskorrelaatio väkilannoituksen määrän ja touko—elokuun keskilämpötilan suhteen käy selville seuraavista luvuista. Kysymyksessä on siis toisaalta satoisuuden ja väkilannoituksen volyymin osittaiskorrelaatio em. kuu-kausien keskilämpötilan pysyessä vakiona (merkitsemme sitä $r_{12,3}$:lla) ja toisaalta satoisuuden ja kesän keskilämpötilan osittaiskorrelaatio, kun väkilannoitus pidetään muuttumattomana ($r_{13,2}$). Lisäksi on merkitty näkyviin vastaava kerrannaiskorrelaatio-kerroin $R_{1,23}$.



Hehtaarisadon kehitys vv. 1921—39 ja 1948—54 väkilannoituksen määrän ja touko-elokuun keskilämpötilan muutoksilla selitettynä. Prosentuaaliset poikkeamat sarjojen geometrisista keskiarvoista.

$$\begin{aligned}
 r_{12.3} &= 0.76 \\
 r_{13.2} &= 0.65 \\
 R_{1.23} &= 0.82
 \end{aligned}$$

Molemmat osittaiskorrelaatiokertoimet kohoavat siis verraten korkeisiin lukuarvioihin. Kysymys on siis todella merkittävistä selitysmuuttujista. »Kokonais-selitys» ei muodostu tällä ilmaisutavalla kuitenkaan kehuttavaksi.

Regressionanalyysiä sovellettaessa ja eri vaihtoehtoja kokeiltaessa kävi selville, että selittävyyskertoimen arvoa voitiin kohottaa kuvaamalla satoisuuden riippuvuus puheena olevista syytekijöistä eksponenttifunktion muodossa. Tällaisen kaavatyyppin käyttöä yksinkertaisen aritmeettisesti suoraviivaisen regressiolausekkeen sijasta perustelee ennen kaikkea se, että väkilannoituksen suuresti lisääntytyä ei tietyllä lannoiteyksiköllä ole enää viime aikoina saavutettu yhtä suuria absoluuttisia sadonlisäyksiä kuin aikaisemmin. Lähdemme näin ollen siitä, että kyseistä riippuvuutta voidaan ilmentää kaavalla:

$$S_h = aX_1^{b_1} \cdot X_2^{b_2}; \quad S_h = \text{hehtaarisadon volyyymi}$$

$$\begin{aligned}
 X_1 &= \text{väkilannoituksen määrä peltoha kohti} \\
 X_2 &= \text{touko—elokuun keskilämpötila} \\
 a, b_1, b_2 &= \text{tilastolaskelmilla määrättäviä vakiokertoimia}
 \end{aligned}$$

Käytännössä kaikki muuttujat on muutettu logaritmeiksi ja mitattu erotuksina geometrisista keskiarvoistaan. Mittakaavakerroin a voidaan jättää arvioimatta.

Mielenkiinto kohdistuu tässä nettojoustavuuskertoimiin b_1 ja b_2 , jotka osoittavat sen prosentuaalisen muutoksen suuruuden, mikä keskisadon määrässä tarkasteltavana ajanjaksona on keskimäärin tapahtunut, kun väkilannoitusvolyymissä ja vastaavasti touko—elokuun keskilämpötilassa on tapahtunut 1 prosentin suuruinen muutos. Pienimmän neliösumman keinoa käyttäen näiden kertoimien arvoiksi on saatu $b_1 = 0.097 \pm 0.011$ ja $b_2 = 0.647 \pm 0.121$. Luvut eivät sinänsä anna kuitenkaan oikeaa kuvaa asianomaisten muuttujien keskinäisestä merkityksestä satoisuusvaihtelujen selittäjänä, koska nämä muuttujat ovat hajonnaltaan aivan eri luokkaa. Mikäli myös tuota suhteellista selitysvoimaa halutaan numeerisesti valaista, voi se tapahtua *ao.* keskihajontoja mittapuuna käyttäen yhteismitalliseksi saatettujen regressiokertoimien avulla. Näiden *ns.* betakertoimien arvot ovat tässä tapauksessa vastaavasti 0.76 ja 0.47.

Havainnollisimmin regressiolaskelman tulos ilmenee kuitenkin oheisesta kuviosta. Selittävien muuttujien kuvaajista käy tällöin visuaalisesti selville, kuinka paljon ja millä tavoin niistä kumpikin erikseen »selittää» satoisuuden (Sh-käyrän) vaihteluita. Sh-käyrä edustaa puolestaan koko regressioyhtälön ilmentämää satoisuuskehitystä. Lasketun ja todellisen satoisuuden erot käyvät parhaiten selville kuvion alareunaan liitetystä jäännöstermin kuvaajasta. Yksinkertaisen mallimme selityskykyä voitaneen pitää ainakin välttävänä ottaen huomioon tarkastettavan ilmiön luonteen.¹

Saatu tulos on omansa varmentamaan käsitystämme lämpövaihtelujen huomattavista kasvitaloustuotannollisista seurausvaikutuksista maamme oloissa. Piirroksen mukaan kesän keskilämpötilan jääminen ajanjaksona 1948—54 vuosien 1934—39 keskitasoa vajaan 1.2 C° (6 %) alhaisemmaksi näyttäisi esim. siksi merkitykselliseltä, että se on pystynyt tekemään lähestulkoon tyhjiksi ne toiveet, joita väkilannoitusta lisättäessä on elätetty maanviljelyksen edistymiseen nähden. Vastaavasti on täysi syy varautua siihen, että niin pian kuin sääsuhteet mahdollisesti käyvät jälleen suotuisammiksi, satoisuusluvut ponnahtavat voimakkaasti ylöspäin. Oireita tähän suuntaan oli esim. 1956 kesällä havaittavissa. Toisaalta peltoviljelyyn liittynee oloissamme siinä määrin vähenevien tuottojen kitkaa, että samanmittaiset tuotantotulosten nousut, kuin karjataloudessa on viime aikoina saavutettu, eivät vaikuta erityisen todennäköisiltä.

¹) Korrelaatio on F-testin mukaan erittäin merkitsevä. Kuviosta nähdään, että vain kahtena vuotena 26:sta todellisen ja lasketun satoisuusluvun poikkeama kohoaa 10 %:n suuruusluokkaan. Jäännöstermin kulku vaikuttaa lisäksi verrattain epäsäännölliseltä sen etumerkin muuttuessa 11 kertaa tarkasteltavana ajanjaksona. Mainittakoon, ettei selittävien muuttujien keskinäinen korreloitu-
minen ole häiritsevä, sillä se ei ole korkeampi $r = 0.36$.

KIRJALLISUUTTA

- (1) HUSTICH, ILMARI 1952. Agricultural production in Finland and the recent climatic fluctuation. Fennia 75, Helsinki.
- (2) KERÄNEN, JAAKKO 1931. Vuodentulon riippuvaisuudesta kasvukauden lämpö- ja sadeoloista Suomen eri lääneissä, I. Korrelaatiotekijät. Acta agr. fenn. 23, 1. Helsinki.
- (3) ——— 1952. On temperature changes in Finland during the last hundred years. Fennia 75: 12—15. Helsinki.
- (4) KIISKINEN, AUVO 1957. Tutkimus maa- ja metsätalouden sekä teollisuuden tuotannollisesta kasvusta Suomessa 1920-luvun lopulta 1950-luvun alkuun alueelliset kehityspiirteet huomioon ottaen. Painamaton liseniaattitutkimus. Helsinki.
- (5) LUNELUND, HAROLD 1944. Über Klimafaktoren und Ernteerträge in Finnland. Comment. Physico-Mathematicae XII: 10. Helsinki.
- (6) TUORILA, PAULI 1947. Maan kasvovoiman säilyttämisen ja parantamisen edellytykset. Asutuskysymys ja maataloutemme kehitysmahdollisuudet. Helsinki.

SUMMARY:

THE DEPENDENCY OF THE YIELD ON CHANGES IN THE VOLUME OF FERTILIZATION AND SUMMER TEMPERATURE IN FINLAND

AUVO KIISKINEN

Institute of Economic Research, Helsinki

In Finnish agriculture the postwar years have shown a marked decrease in the development of the average yield per hectare, as compared with the trend in the prewar period. Between the five-year periods 1921—25 and 1935—39, the yield per hectare increased more than 27 per cent, the equivalent increase from the latter period to 1950—54 being only one per cent. This slow increase in the yield is all the more notable when we consider that the quantities of fertilization at the same time rose by 380 per cent per hectare while the increase during the last decade before the war was only 40 per cent.

The present study tries to point out the effects of the changes in temperature on this yield development. The earlier studies — which have dealt with the dependency of the yield upon climatic factors in Finland — have shown that the condition of temperature is the factor to which the yields in our circumstances are correlated most closely. In addition to the average temperature in May—August, the volume of fertilization was taken as a second explanatory variable. The partial correlation coefficient between the fertilization volume and the average yield showed during the periods of 1921—39 and 1948—54 a value $r_{12,3} = 0.76$, while the corresponding value of the temperature and yield was $r_{13,2} = 0.65$. The coefficient of the multiple correlation was $R_{1,23} = 0.82$.

By using the regression analysis it was found that the coefficient of determination rose when describing the dependency of the yield on the explanatory variables in question by an exponential function.

$$S_h = aX_1^{b_1} X_2^{b_2};$$

S_h = volume of the yield per hectare
 X_1 = quantity of fertilization input per hectare
 X_2 = average temperature of May—August
 a_1, b_1, b_2 = parameters

By the method of the least squares the elasticity coefficients b_1 and b_2 appeared to be: $b_1 = 0.097 \pm 0.011$ and $b_2 = 0.647 \pm 0.121$. These elasticities do not give a true picture about the relative explanatory abilities of the two variables because their standard deviations are quite different. The values of the beta-

coefficients are in this case respectively 0.76 and 0.47. The coefficient of multiple correlation of the model is $R = 0.90$. The model is illustrated by a diagram on page 214.

The analysis points out the notable economic effects of the changes in temperature in Finnish agriculture. The fact that the average temperature of the summers during 1948—54 remained about 1.2 C° lower than during 1934—39, seems, according to the study, broadly speaking to have eliminated the effect of the big increase in the fertilization volume and the effects of the agricultural advancement.

