

Ohralajikkeiden lakoalttiuden herkkyys ympäristöolosuhteille

Timo Hurme¹⁾, Jukka Öfversten²⁾ ja Lauri Jauhiainen³⁾

¹⁾MTT, Tutkimuspalvelut, 31600 Jokioinen, timo.hurme@mtt.fi

²⁾MTT, Tutkimuspalvelut, 31600 Jokioinen, jukka.ofversten@mtt.fi

³⁾MTT, Tutkimuspalvelut, 31600 Jokioinen, lauri.jauhiainen@mtt.fi

Tiivistelmä

Lajikkeiden erilaiset herkkyudet ympäristöolosuhteiden vaihtelulle kiinnostavat pääasiassa kahdesta syystä. Ensiksi, jos ympäristöolosuhteiden tiedetään olevan vakaat kasvukausittain, voidaan valita lajike, joka menestyy juuri kyseisissä olosuhteissa. Toiseksi, jos ympäristöolosuhteet vaihtelevat runsaasti kasvukausittain tai ovat tuntemattomat, voidaan valita lajike, joka on vakaa ympäristöolosuhteiden vaihtelun suhteen. Käytimme tässä tutkimuksessa virallisten lajikekokeiden tulosaineistoa vuosilta 1997–2004. Aineisto kattoi 14 yleistä ohralajiketta, joita oli viljelty yhteensä 14 koepaikalla. Viljalajikkeiden satoisuuden herkkyyttä ympäristöolosuhteiden vaihtelulle on tutkittu runsaasti. Tässä tutkimuksessa vertailimme lajikkeiden herkkyksiä käyttäen vastemuuttujana binääristä lakomuuttujaa (ei merkittävää lakoa / merkittävä lako). Käyttämämme tilastolliset menetelmät perustuvat yleistettyihin lineaarisiin sekamalleihin, joissa käytimme vastemuuttujan ehdollista odotusarvoa selittävänä muuttujana kuvaamassa tietyn ympäristön olosuhteita. Näistä malleista saimme lajikekohtaisia estimaatteja sekä lakoalttiuden ympäristöherkkyydelle että kokonaislakoalttiudelle, eli lajikkeiden keskimääräiselle lakoalttiudelle tavanomaisissa viljelyolosuhteissa. Tulosten perusteella ohralajikkeiden välillä oli selviä eroja sekä lakoalttiuden ympäristöherkkyudessa että kokonaislakoalttiudessa. Käyttämämme menetelmää voidaan lakaisuuden lisäksi soveltaa vastaavasti myös muille binäärisille vastemuuttujille, kuten esimerkiksi taudin esiintymiselle, mutta tautiaineistoa on vielä toistaiseksi vähemmän käytettävissä. Aineisto analysoitiin käyttäen SAS 9:n GLIMMIX-proseduuria.

Asiasanat: genotyyppi × ympäristö -yhdysvaikutus, paikallinen ennustaminen, herkkyys, lajiketestaus

Johdanto

Lakoalttius vaihtelee ympäristöolosuhteiden funktiona. Tässä tutkimme, vaihtelevatko eri ohralajikkeiden lakoalttiudet eri tavoin ympäristön suhteen. Tätä lajikeominaisuutta kutsutaan ympäristöherkkyydeksi (esimerkiksi Finlay & Wilkinson 1963).

Lajikkeiden erilaiset lakoherkkyydet ovat olennaisia kahdesta syystä. Ensiksi, jos ympäristöolosuhteet ovat ennustettavissa, voidaan valita viljeltäväksi sellainen lajike, joka on lakoalttiuden kannalta optimaalisin juuri kyseisissä olosuhteissa. Toiseksi, jos ympäristöolosuhteet ovat arvaamatomat, voidaan minimoida riskiä valitsemalla lajikkeita, jotka ovat vähiten herkkiä ympäristöolosuhteiden vaihtelulle.

Valittaessa lajikkeita viralliselle lajikelistalle arvioidaan yleensä kolmea kriteeriä: satoisuutta, taudinkestävyyttä ja lakoisuutta. Satoisuus on kriteereistä tärkein. Se liittyy läheisesti kasvu aikaan, koska lyhyillä kasvuajoilla sadot jäävät pienemmiksi. Niinpä satoisuuden arvioinnissa huomioidaan myös kasvu aika (1 päivä kasvuajassa = 2 % sadossa).

Lajikkeiden satoisuutta on tutkittu laajalti, ja siihen sovelletut menetelmät ovat vakiintuneet. Satoa mitataan jatkuvana muuttujana. Satomittausten voidaan yleensä olettaa olevan normaalisti jakautuneita, jolloin niiden analysointiin on olemassa vakiintuneet menetelmät. Yleisimmin käytettyjä menetelmiä ovat lineaarinen regressio ja lineaariset sekamallit. Näitä menetelmiä on laajennettu myös lajikkeiden erilaisten ympäristöherkkyyksien arviointiin. Lineaariseen regressioon liittyviä menetelmiä ovat soveltaneet muun muassa Yates & Cochran (1938), Finlay & Wilkinson (1963) sekä Eberhart & Russell (1966). Oman (1991) ja Gogel ym. (1995) olivat ensimmäisiä, jotka käyttivät lineaarisia sekamalleja genotyyppi \times ympäristö -yhdysoikutuksen tarkasteluun. Piepho (1997, 1998, 1999) on selkeyttänyt ja laajentanut kyseisiä menetelmiä sekä esittänyt perusteltuja tapoja tarvittavien herkkyyssparametrien estimoimiseen. Öfversten ym. (1998, 2002) ovat käyttäneet lineaarisia sekamalleja viljalajikkeiden satoisuuden paikalliseen ennustamiseen. Samoissa artikkeleissa ehdotetaan myös sadon ympäristölle ehdollisen keskiarvon käyttämistä luonnollisen ympäristön mittarina.

Tutkimuksessamme käytimme virallisten lajikekokeiden viimeisen kahdeksan vuoden koeaineistoa. Aineistossa on satomittausten lisäksi myös lako- ja taudinkestävyyshavaintoja. Käytännössä lakoisuutta mitataan arvioimalla silmämääräisesti koeruudun lakoprosentti. Kyseisiä mittauksia ei voida olettaa normaalisti jakautuneiksi. Viimeaikainen kehitys tilastollisissa menetelmissä ja ohjelmistoissa tarjoaa kuitenkin käyttökelpoisia menetelmiä myös muiden kuin normaalisti jakautuneiden muuttujien analysoimiseksi. Tässä tutkimuksessa ohralajikkeiden lakoisuutta analysoitiin käyttäen yleistettyjä lineaarisia sekamalleja, joissa on logit-linkki.

Saamamme tulokset mahdollistavat kunkin lajikkeen lakoalttiuden estimoinnin tiettyyn ympäristöön liittyvän odotetun keskimääräisen laon funktiona. Lajikkeiden välillä havaittiin merkittäviä herkkyyseroja, joita voidaan hyödyntää käytännön viljelyssä. Tuloksena saadaan lajikkeista selkeää lisätietoa, jota voivat hyödyntää sekä viljelijät että neuvojat lajikevalintoja tehdessään.

Aineisto ja menetelmät

Käytetty aineisto pohjautuu Maa- ja elintarviketalouden tutkimuskeskuksen (MTT) suorittamiin virallisiin lajikekokeisiin. Kyseistä aineistoa on kerätty yli 30 vuotta. Nykyään kokeita tehdään noin 20 koepaikalla ja vuosittain kokeita on kaikkiaan yli 100. Koeasetelmana on yleensä epätäydellisten lohkojen koeasetelma, jossa on kolme tai neljä kerrannetta. Tässä tutkimuksessa käytettiin vastemuuttujana koekohtaisia estimoituja keskiarvoja kuvaamaan eri lajikkeita.

Alkuperäisessä aineistossa oli kaiken kaikkiaan yli 300 ohralajiketta tai linjaa, joista suurin osa ei ole enää käytännön viljelyssä. Osalla uudemmissa lajikkeista ei löytynyt tarpeeksi havaintoja tilastollista mallinnusta ajatellen. Niinpä käytimme ainoastaan lajikkeita, jotka olivat olleet mukana yli 35 kokeessa. Teimme kuitenkin muutaman poikkeuksen ja otimme mukaan lajikkeet EDEL, BOTNIA ja ERKKI, joista oli alle 35 havaintoa (32, 26 ja 19, järjestyksessä), mutta joilla oli aiemmin havaittu mielenkiintoisia lako-ominaisuuksia (Kangas ym. 2005). Lajikekokeissa käytössä olevan tavan mukaisesti (Kangas ym. 2005) käytimme aineistoa ainoastaan viimeisen kahdeksan vuoden osalta (1997–2004). Lopullisessa aineistossa oli mukana havaintoja 14 koepaikalta, kahdeksalta vuodelta ja 14:sta yleisesti viljellystä ohralajikkeesta (Taulukko 1).

Taulukko 1. Tutkimusaineisto (Kangas ym. 2005)

Lajike	Havaintomäärä	Vuodet	Kasvu-aika (päiviä)	Pituus (cm)	Lako (% alueesta)
Edel	32	01, 03–04	90,8	78,8	11,1
Optima	46	97–04	95,2	61,8	12,4
Saana	90	97–04	89,8	66,7	14,9
Tofta	48	97–02	93,4	65,8	16,9
Kunnari	89	97–99, 01–04	89,0	77,0	22,1
Scarlett	71	97–04	91,8	64,8	23,2
Kustaa	65	97–01	91,5	70,8	25,8
Gaute	40	01–04	86,2	79,3	25,9
Arve	100	97–03	83,5	77,8	28,1
Jyvä	60	97–04	86,9	73,8	28,3
Rolfi	38	98–00, 04	83,0	70,9	32,3
Erkki	29	97–00, 02–03	86,8	75,7	37,4
Pohto	72	97–01	87,5	69,9	39,2
Botnia	26	97–99, 03	88,5	75,6	48,2

Käyttämässämme aineistossa lakoontuminen oli mitattu arvioimalla silmämääräisesti koeruudun lakoprosentti. Alustavan tarkastelun perusteella totesimme kyseisen mittauksen tuottavan toisinaan epätarkkoja ja subjektiivisia mittaustuloksia. Myös laon jakauma vaikutti riippuvan voimakkaasti arvioijasta. Säilyttääksemme suurimman osan informaatiosta ja päästäksemme eroon subjektiivisuuden aiheuttamista ongelmista päätimme muuntaa havaitut lakomittaukset kaksiluokkaiseksi asteikolle. Jakaessamme lakoontumista kaksiluokkaiseksi muuttujaksi käytimme rajana 10 prosentin lakoa.

Lakoalttiuden analysoimisessa ja ennustamisessa käytimme tilastollista mallia

$\text{logit}(p_{ij}) = g_i + b_i w_j + d_{ij}$. Mallissa p_{ij} on ympäristössä j lajikkeen i laon todennäköisyys, g_i ja b_i ovat lajikkeeseen i liittyviä kiinteitä parametreja, w_j on ympäristöön j liittyvä normaalisti jakautunut latentti muuttuja ja d_{ij} kuvaa satunnaista vaihtelua (selittämätöntä yhdysvaikutusta). Kaikkien w_j ja d_{ij} oletettiin olevan riippumattomia. Satunnaistermien w_j ja d_{ij} variansseja merkitään σ_w^2 :llä ja σ_d^2 :llä. Malli on yliparametrisoitu, mistä johtuen sen kaikkia parametreja ei voitu estimoida ilman erillistä rajoitetta. Käytännössä estimoitettiin ensin $\lambda_i = b_i \sigma_w$ ja sovellettiin lineaarista rajoitetta $\bar{b} = 1$. Tällöin saatiin estimaatti b_i :lle: $\hat{b}_i = \hat{\lambda}_i / \bar{\lambda}$. (Oman, 1991). Perusteluna tälle estimointitavalle oli, että kyseisellä tilastollisella mallilla on faktoriaalinen kovarianssirakenne, joka koostuu osista $\lambda_i = b_i \sigma_w$. Nämä osat sekä niiden varianssit ja kovarianssit voitiin estimoida SAS 9:n GLIMMIX-proseduurilla (Piepho 1997; SAS Institute, Cary, NC). Tässä sovellettua rajoitetta on käytetty aiemmin vastaavissa lineaaristen sekamallien tilanteissa (esimerkiksi Piepho 1997). Seurauksena rajoitteesta saatiin kaksi tavoiteltavaa ominaisuutta: (1) $g_i = \text{logit}(p_i)$ ja (2) selittävien muuttujien w_j keskiarvo on nolla.

Parametrien b_i tulkinta on, että suuret parametrien arvot kuuluvat lajikkeille, jotka ovat keskimääräistä herkempiä latentin muuttujan w_j kuvaamalle ympäristövaihtelulle. Muuttuja w_j saa arvoja välillä $(-\infty, +\infty)$. Sen keskiarvo nolla kuvastaa keskimääräisiä ympäristöolosuhteita.

Tilastollisesta mallista saatiin $\hat{p}_{ij} = \hat{p}_i(w_j) = e^{\hat{g}_i + \hat{b}_i(w_j)} / (1 + e^{\hat{g}_i + \hat{b}_i(w_j)})$, jossa \hat{p}_{ij} on lajikkeen i lakoontumisen estimoitu todennäköisyys ympäristössä j . Ottamalla tästä keskiarvon yli i :n ja käyttämällä tietoa $\bar{b} = 1$, saatiin $\hat{p}_j = \hat{p}(w_j) = e^{\bar{g} + w_j} / (1 + e^{\bar{g} + w_j})$, jossa \hat{p}_j on kaikkien lajikkeiden keskimääräinen estimoitu lakoontumisen todennäköisyys ympäristössä j . Tästä puolestaan

saatiin $w_j = \log(\hat{p}_j / 1 - \hat{p}_j) - \bar{g}$. Sijoittamalla tämän \hat{p}_{ij} :n kaavaan lajikkeen i laon todennäköisyys ympäristössä j voitiin esittää seuraavasti:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{e^{\hat{g}_i + \hat{b}_j [\log(\frac{\hat{p}_i}{1 - \hat{p}_j}) - \bar{g}]} }{1 + e^{\hat{g}_i + \hat{b}_j [\log(\frac{\hat{p}_i}{1 - \hat{p}_j}) - \bar{g}]} } \quad (1)$$

Yllä oleva kaava esittää lajikkeen i lakoalttiuden ympäristön j keskimääräisen lakoalttiuden funktiona. Tätä kaavaa voidaan käyttää ennustamaan tietyn lajikkeen lakoalttiutta suhteessa ympäristöolosuhteisiin.

Tulokset ja tulosten tarkastelu

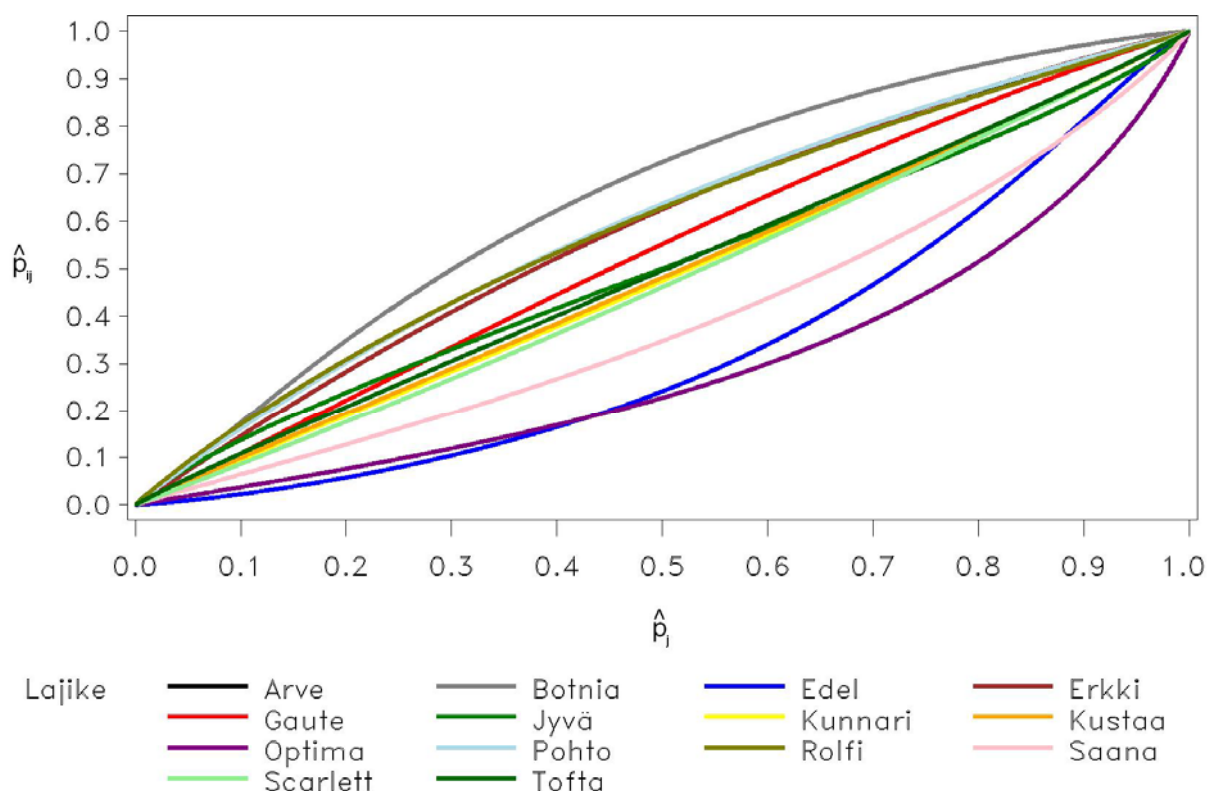
Parametriestimaatit \hat{g}_i ja \hat{b}_i esitetään Taulukossa 2.

Taulukko 2. Estimoidut parametrit \hat{g}_i ja \hat{b}_i

Lajike	\hat{g}_i	\hat{b}_i
Arve	0,0519	1,0009
Botnia	0,3868	1,1490
Edel	-1,7448	1,1916
Erkki	-0,0134	1,0390
Gaute	-0,3246	1,0562
Jyvä	-0,4195	0,8400
Kunnari	-0,5953	0,9761
Kustaa	-0,5666	0,9692
Optima	-1,6859	0,9232
Pohto	0,0530	1,0057
Rolfi	0,0400	0,9605
Saana	-1,0999	0,9333
Scarlett	-0,6617	1,0034
Tofta	-0,4974	0,9520

Kaavan (1) ja edellisessä taulukossa esitettyjen parametriestimaattien avulla saimme muodostettua Kuvan 1, jossa jokaisen lajikkeen lakoalttiisuus esitetään kasvupaikkaan liittyvän keskimääräisen lakoalttiuden funktiona.

Kuva 1. Lajikkeiden lakoalitiudet kuvattuna kasvupaikkaan liittyvän keskimääräisen lakoalitiuden funktiona



Kunkin lajikkeen lakoalitiuus riippuu kahdesta komponentista: vakiosta (mitataan \hat{g}_i :llä), joka kuvastaa lajikkeen lakoalitiutta keskimääräisissä ympäristöolosuhteissa, ja vaihtelevasta osasta (mitataan \hat{b}_i :llä), joka kuvastaa lajikkeen lakoalitiutta varsinaisissa kasvuolosuhteissa (Taulukko 2). Lajikkeet, joilla \hat{b}_i saa pieniä arvoja, ovat vähemmän herkkiä ympäristölle kuin lajikkeet, joilla \hat{b}_i saa suuria arvoja.

Saatujen tuloksien avulla lajikkeet voitiin laittaa paremmuusjärjestykseen niiden lakoalitiuden suhteen tietyissä ympäristöolosuhteissa (Kuva 1). Optimaalinen lajikevalinta riippuu siis ympäristöolosuhteista. Kuvasta 1 näemme muun muassa, että EDEL on paras valinta hyvin ympäristöolosuhteisiin, kun taas OPTIMA on paras valinta huonommissa ympäristöolosuhteissa. Kattavammin ilmaistuna voimme sanoa, että ympäristösidonnan lakoalitiuden ollessa pienempi kuin 0.45 EDEL on paras valinta, kun taas muulloin paras on OPTIMA. Näemme myös, että lajikkeen BOTNIA lakoalitiuus on vertailtavista lajikkeista suurin kaikissa ympäristöolosuhteissa.

Johtopäätökset

Tutkimme ohralajikkeiden erilaisia lakoalitiuksia erilaisissa ympäristöolosuhteissa. Vertailimme myös lajikkeiden lakoalitiuden herkkyyttä ympäristövaihtelulle. Tulosten avulla pystytään ennustamaan lajikkeen lakoalitiuus tietyissä ympäristöolosuhteissa ja havaitsemaan ympäristövaihtelun suhteen vähiten herkät lajikkeet.

Selittävässä muuttujana käytimme keskimääräistä lakoalitiutta tietyssä ympäristössä. Kyseessä on latentti muuttuja, joka yhdistää kaikki kyseiseen ympäristöön liittyvät ulkoiset vaikutukset. Vastaavaa menettelytapaa ovat aiemmin käyttäneet esimerkiksi Piepho (1997) ja Öfversten ym. (2002). Esitetyn latentin muuttujan käyttö on perusteltua, koska ei ole olemassa yksittäistä indeksiä, jonka avulla saataisiin riittävästi tietoa ympäristöstä kokonaisuutena (Eberhart & Russell 1966).

Mallinnuksessa ja estimoinnissa hyödynnettiin aiempia analogisia tuloksia, jotka on kehitetty kevätvehnälaajikkeiden sadonmuodostuksen paikalliseen ennustamiseen (Öfversten ym. 2002). Laajensimme kyseisiä menetelmiä yleistettyihin lineaarisiin sekamalleihin, erityisesti logit-malleihin. Näin pystyimme tarkastelemaan kaksiluokkaisella asteikolla mitattua lakomuuttujaa.

Tulokset lakoaltiliudesta eri ohralajikkeilla ovat käyttökelpoisia jo sinänsä, mutta lähestymistapaa voidaan käyttää myös muilla kasvilajeilla ja ominaisuuksilla. Muita kaksiluokkaiseksi muunnettavissa olevia viljojen ominaisuuksia ovat esimerkiksi taudin esiintyminen ja talvituhon suuruus. Kaksiluokkaiset mittaukset ovat usein tulkittavissa riskinarviointitilanteina. Esimerkiksi tutkittaessa sadonmuodostusta saatetaan olla kiinnostuneita tietyn satotason saavuttamisesta absoluuttisen sadon sijaan (Fox ym. 1997). Riskinarviointia käsitellään nykyään laajalti (esimerkiksi Piepho & McCulloch 2004), ja suunnitelmisamme on soveltaa tässä esitettyjä menetelmiä jatkossa riskinarviointitilanteissa.

Tässä tutkimuksessa käytettyä raja-arvoa merkittävälle laolle (10 %) on syytä tarkastella kriittisesti. Esimerkiksi Peltonen (1993) on tarkastellut artikkelissaan raja-arvojen määrittämistä erilaisille kasvilajien ominaisuuksille.

Tämä tutkimus osoitti, että lajikkeiden välillä on eroja lakoaltiliuden herkkyydessä. Kuitenkin merkittävämmät erot lajikkeiden välillä ovat kokonaislakoaltiliudessa keskimääräisissä ympäristöolosuhteissa. Tällaisessa epälinearisessa tilanteessa (logit) kahden parametrin tulkinta yksittäin ei kuitenkaan ole yhtä suoraviivaista kuin lineaarisissa malleissa. Tulosten tulkinta onkin käytännöllisintä tehdä tarkastelemalla molempia parametreja samanaikaisesti, eli tutkimalla lajikkeiden ennustettuja lakoaltiliuksia tietyllä ympäristötasolla. Tällaista tarkastelua voidaan tehdä Kuvan 1 avulla. Jatkossa aiomme tutkia menetelmiä lajikkeiden paikallisten ennusteiden välisten erojen testaamiseen. Öfversten ym. (2002) ovat tehneet vastaavaa testausta lineaaristen mallien yhteydessä, mutta tässä tilanteessa testaaminen on monimutkaisempaa.

MTT:ssä on vielä paljon käyttökelpoista aineistoa jatkotutkimukseen myös muiden kasvilajien, lajikkeiden ja ominaisuuksien osalta. Nurmilla myös kasvilajien väliset herkkyyserot ovat sangen kiinnostava tutkimuskohde. Lisäksi uutta aineistoa kerätään vuosittain, esimerkiksi taudinkestävydestä. Jatkossa pyrimme löytämään uusia menetelmiä, joita voidaan käyttää sekä vähiten herkkien että paikallisesti optimaalisten lajikkeiden valinnassa. Haluamme kiittää MTT:tä luvasta käyttää aineistoa tutkimuksessamme tähän asti.

Kirjallisuus

- Eberhart, S.A. & Russell, W.A.** 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science* 6: 36–40.
- Finlay, K.W. & Wilkinson, G.N.** 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. *Australian Journal of Agricultural Research* 14: 742–754.
- Fox, P.N., Crossa, J. & Romagosa, I.** 1997. Multi-environment testing and genotype \times environment interaction. In *Statistical Methods for Plant Variety Evaluation* (Eds R.A. Kempton & P.N. Fox), pp. 117–138. London: Chapman and Hall.
- Gogel, B.J., Cullis, B.R. & Verbyla, A.P.** 1995. REML estimation of multiplicative effects in multi-environment variety trials. *Biometrics* 51: 744–749.
- Kangas, A., Laine, A., Niskanen, M., Salo, Y., Vuorinen, M., Jauhiainen, L. & Nikander, H.** 2005. Results of official variety trials 1997–2004. *Agrifood Research Reports* 83: MTT Agrifood Research Finland, Jokioinen, 193 p.
- Oman, S.D.** 1991. Multiplicative effects in mixed model analysis of variance. *Biometrika* 78: 729–739.
- Peltonen, J.** 1993. Partitioning of injuries caused by winter, fungal diseases and viral infections in cereals. *Agricultural Science in Finland* 2: 353–355.
- Piepho, H.-P.** 1997. Analyzing genotype-environment data by mixed models with multiplicative terms. *Biometrics* 53: 761–766.
- Piepho, H.-P.** 1998. Methods for comparing the yield stability of cropping systems – a review. *Journal of Agronomy & Crop Science* 180: 193–213.
- Piepho, H.-P.** 1999. Stability analysis using the SAS system. *Agronomy Journal* 91: 154–160.
- Piepho, H.-P. & McCulloch, C.E.** 2004. Transformations in mixed models: Application to risk analysis for multi-environment trial. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics* 9: 123–137.

Yates, F. & Cochran, W.G. 1938. The analysis of groups of experiments. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 28: 556–580.

Öfversten, J. 1998. Assessing sensitivity of agricultural crop varieties. *Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics* 3: 37–47.

Öfversten, J., Jauhianen, L., Nikander, H. & Salo, Y. 2002. Assessing and predicting the local performance of spring wheat varieties. *Journal of Agricultural Science, Cambridge* 139: 397–404.