

Riskienhallinnalla toimivuutta perunamarkkinoille

Kati Jalonoja, Kyösti Pietola¹⁾

¹⁾ *MTT Taloustutkimus (MTTL)*, PL 3, 00411 Helsinki, kati.jalonoja@mtt.fi, kyosti.pietola@mtt.fi

Johdanto

Ruokaperunamarkkinoille on tyypillistä se, että kysyntä on vakaata, mutta perunan hinta, ja etenkin sen tuottajahinta, vaihtelevat voimakkaasti tarjontatilanteen mukaan. Tämän vuoksi muutokset perunan kulutuksessa edellyttävät suhteellisen suuria hintamuutoksia. Perunan tarjonnan hetkellinenkin lisääntyminen tai väheneminen taas aiheuttaa suuria hintavaihteluita. Perunanviljelijän näkökulmasta tarjonnan lisääntymisestä tai vähenemisestä aiheutuva hintavaihtelu on ongelmallista, ja se korostaa onnistuneen markkinoinnin merkitystä maatalayrityksen taloudessa.

Tässä tutkimuksessa estimoidaan ruokaperunamarkkinoita kuvaava ekonometrinen malli. Mallin perusteella arvioidaan markkinoiden tunnuspiirteitä ja riskienhallinnan merkitystä perunantuottajan näkökulmasta. Tutkimuksen aineistona käytettiin ruokaperunan tuottajahintoja, joita on tilastoitu vuodesta 1990. Tilastoaineiston on kerännyt Elintarviketieto Oy (2001) ja se sisältää 1. luokan ruokaperunan myyntimäärillä painotetut rahdittomat viljelijähinnat kahden viikon välein raportoituna. Tilastoaineisto kattaa vuodet 1990-2001. Tutkimuksessa käytettiin irtoperunan hintaa, jonka osuus vähittäiskaupan myynnistä on noin puolet myydyistä perunamäärästä.

Ruokaperunantuottaja on kiinnostunut ennustamaan sekä perunasadon odotettua tuottoa että tuoton varianssia varastointikauden sisällä. Koska ruokaperunan hinnan varianssin odotettu kasvaminen varastointikauden edetessä mallitettiin yhdessä hintasarjan kanssa, estimoitii tutkimusmenetelmänä käytetyn ARCH-mallin parametrit suurimman uskottavuuden menetelmällä.

Ekonometrinen malli

Perunan hinnan logaritimuunnosta ($\ln p_{t+i}$) selitettiin autoregressiomallilla, $AR(k)$, jossa viipeiden lukumäärä on k . Yhtälöön lisättiin satovuoden (τ) kokonaissato (A_τ), kausivaihtelua mittaava polynomifunktio $S(t)$, varastoitu ruokaperunamäärä (I_t) ja joukko apumuuttujia (D). Näin päädyttiin malliin:

$$\ln p_{t+i} = \phi_0 + \sum_{i=0}^k \phi_{1+i} \ln p_{t-i} + \sum_{j=1}^J \alpha_j D_j \ln A_\tau + S(t) + \theta_1 D_I I_t + \theta_2 D_{EU} + \varepsilon_{t+i} \quad (1)$$

missä ϕ , α , ja θ ovat parametreja ja ε_{t+i} on virhetermi.

Kokonaissadon (A_τ) odotetaan vaikuttavan vain markkinointikauden ensimmäisiin hintanoteerauksiin ja kauden edetessä hinnat sisältävät myös satoinformaation. Tämän vuoksi kokonaissato kerrottiin apumuuttujalla D_j , joka saa arvon yksi hintanoteerauksella numero $j=1, \dots, J$. Muulloin $D_j = 0$. Käytetyn notaation mukaan hintanoteerauksesta numero J lähtien hinnat sisältävät kaiken satoinformaation eikä satomuuttujaa enää tarvita mallissa.

Vuosittain toistuvat hintojen kausivaihtelut otettiin huomioon polynomilla $S(t) = \xi_1 t_s + \xi_2 t_s^2$. Aikaindeksi $t_s = 1, \dots, T$ mittaa aikaa vain markkinointikausien sisällä niin, että se saa arvon yksi syksyn ensimmäisen hintanoteerauksen kohdalla ja arvon T kevään viimeisen hintanoteerauksen kohdalla. Kirjaimet ξ ovat parametreja.

Apumuuttuja D_I saa arvon yksi hetkellä, jolloin viljelijäkyselyyn perustuvat perunan varastomääräennusteet I_t tulevat markkinoille. Muulloin se saa arvon nolla. Suomen EU jäsenyyden mahdollisesti aiheuttama hintaprosessin muutos mitataan apumuuttujalla D_{EU} , joka saa arvon nolla ennen vuotta 1995 ja vuodesta 1995 lähtien arvon yksi.

Hintasarjaa kuvaavan mallin tilastolliset ominaisuudet riippuvat ratkaisevasti siitä, onko sarja stationaarinen vai ei. Lisäksi stationaarisuustestien voima on heikko etenkin, jos sarjassa epäillään olevan rakenteellinen muutos (Leybourne and Newbold 2000). Tämän vuoksi stationaarisuustesteissä

käytettiin nollahypoteesina sekä epästationaarista yksikköjuuriprosessia että stationaarista prosessia (Dickey ja Fuller 1979, Kwiatkowski ym. 1992). Koska hintasarja osoittautui epästationaariseksi yksikköjuuriprosessiksi, sen testaamista jatkettiin estimoimalla malli differenssimuodossa:

$$\Delta \ln p_{t+1} = \phi_0 + \sum_{i=0}^k \mu_{1+i} \Delta \ln p_{t-i} + \sum_{j=1}^s \alpha_j D_j \ln A_t + S(t) + \theta_1 D_1 I_t + \theta_2 D_{EU} + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

missä $\Delta \ln p_{t+1} = \ln(p_t / p_{t-1})$.

Jotta voimme testata hintasarjan symmetrisyyttä suhteessa eksogeenisiin hintashokkeihin, hintasarjan (2) virhetermi pilkottiin seuraavasti

$$\varepsilon_{t+1} = \eta_0 + \eta_1 (D_+) \varepsilon_t + \eta_2 \varepsilon_t + v_{t+1} \quad (3)$$

missä D_+ on apumuuttuja ja se saa arvon yksi jos $\varepsilon_t > 0$ ja muulloin arvon nolla. η kirjaimet ovat parametreja ja v on riippumaton ja identtisesti jakautunut virhetermi. Nollahypoteesina on symmetrinen hintasarja, jolloin $\eta_1 = 0$. Epäsymmetrinen hintaprosessi puolestaan antaisi viitteitä siitä, että peruna-kaupan osapuolten markkinavoima on epätasapainossa.

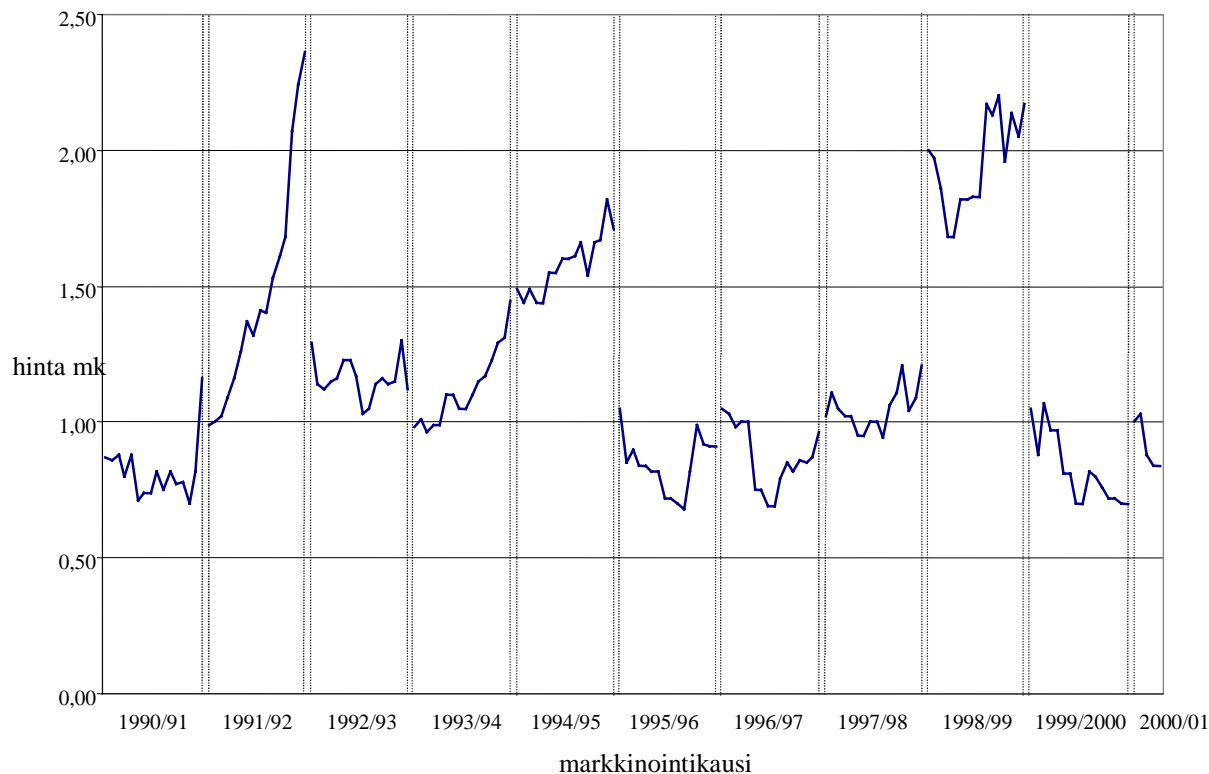
Hintasarjan varianssin ominaisuudet testattiin yhtälössä:

$$\sigma_{t+1}^2 = \psi_0 + \sum_{j=0}^l \psi_{j+1} \varepsilon_{t-j}^2 + \varphi D_{EU} + \beta_3 t_s + \beta_4 t_s^2 + u_{t+1} \quad (4)$$

missä σ_{t+1}^2 on perunan hinnan ehdollinen varianssi (volatiliteetti) hetkellä $t+1$. ε_{t-j}^2 on virhetermi korotettuna toiseen potenssiin ja viivästettynä j periodilla. Myös tässä yhtälössä testataan apumuuttujan D_{EU} avulla Suomen EU-jäsenyyden aiheuttama murros. Kreikkalaiset kirjaimet ψ , φ ja β ovat parametreja ja u_{t+1} on virhetermi. Hintojen volatiliteetin odotetaan kasvavan kauden edetessä, koska kysyntä muuttuu varastointikauden lähestyessä loppuaan yhä joustamattommaksi. Nollahypoteesin alla volatiliteetti on kuitenkin vakio.

Aineisto

Perunan hinnat ovat pakkaamattoman perunan tuottajahintoja. Hinnat havaitaan kahden viikon välein. Markkinointivuosi alkaa syksyllä lokakuussa viikolla numero 43 ja päättyy seuraavana keväänä toukokuussa viikolla numero 22. Yhden markkinointivuoden pituus on tutkimusaineistossa näin ollen kahdeksan kuukautta ja siinä on 16 hintahavaintoa. Aineisto kattaa jakson tammikuusta 1990 joulukuuhun 2000 ja siinä on kaikkiaan 176 havaintoa (kuva 1).



Kuva 1. Ruokaperunan hintasarja markkinointikausilla 1990-2000.

Tulokset ja johtopäätökset

Tutkimustulosten mukaan perunan tuottajahinnat ovat erittäin joustavia perunan kokonaissatomäärän suhteen. Kokonaissatomäärän kasvu kymmenellä prosentilla laskee ruokaperunan hintaa kaksikymmentä prosenttia ja tuottajan tuloja kahdeksantoista prosenttia. Tulos puoltaa näkemystä, että ruokaperunan tuottajan hyvä tulos tehdään hyvällä hinnalla -ei hyvällä sadolla.

Ruokaperunan hinnalle on myös ominaista se, että hintashokit ovat pysyviä markkinointikauden loppuun asti. Tämä hintashokkien pysyvyys lisää perunavarastojen pitämiseen liittyviä hintariskejä. Hintojen yllättäen laskiessa tai noustessa, ne eivät todennäköisesti enää pala ennalleen saman varastointikauden aikana. Suomen markkinoilla perunan varastointi ilman sopimuksia eli ns. avointen käteismarkkinoiden varassa näyttäisi tulosten mukaan olevan kannattavaa vain silloin, kun kotimaista perunaa on vähän markkinoilla.

Hintashokkien pysyvyydellä on tärkeitä seurauksia optimaalisiin perunan markkinointipäätöksiin. Hintojen yllättäen laskiessa eli negatiivisen hintashokin jälkeen ei perunoiden myyntiä kannata siirtää eteenpäin, sillä hinnat eivät todennäköisesti pala niiden pitkän aikavälin keskimääräiselle tasolle. Poikkeuksellisen suuri perunasato taas on perunantuottajalle riski, koska perunan kysyntä ei lisääny, vaikka sen hinta laskee. Siksi perunantuottajien tulisi suojautua hintariskeiltä jo keväällä ennen perunan istutusta eli ennen kuin markkinoilla on tietoa perunasadosta. Sadonkorjuun jälkeisillä toimenpiteillä ei hintariskeihin voida enää vaikuttaa, sillä hintariskit ovat silloin jo toteutuneet. Nykyisessä markkinatilanteessa tulisi tutkia mahdollisuutta alentaa perunan hinnan vaihtelua ja vakauttaa perunamarkkinoita johdannaismarkkinoiden avulla.

Tulokset eivät anna viitteitä perunan hintavolatiliteetin kasvamisesta merkitsevästi varastointikauden edetessä. Tulos selittynee sillä, että kylläisinä markkinointivuosina hinnat ovat koko vuoden alhaalla. Tulokset eivät myöskään antaneet näyttöjä, että jommallakummalla kaupan osapuolella olisi merkitsevää markkinavoimaa joka näkyisi epäsymmetrisenä hintaprosessina.

Taulukko 1. Parametriesestimaatit yhtälössä (2). Parametrien keskirviot ovat suluissa.

	Koko aineisto ^{a)}		EU vuodet (1995-) ^{b)}	
	1 viive ($i=0$)	2 viivettä ($i=1$)	1 viive ($i=0$)	2 viivettä ($i=1$)
Vakio (ϕ_0)	-0.0438 (0.025)	-0.0431 (0.025)	-0.0713** (0.0000)	-0.0715** (0.000)
Viivästetty hinta (ρ)	0.999** (0.023)	1.00** (0.024)	0.999** (0.025)	1.00** (0.025)
Viivästetty hintadifferenssi (μ_1)	-0.184* (0.087)	-0.198* (0.090)	-0.197 (0.11)	-0.204 (0.11)
Kahdesti viivästetty hintadifferenssi (μ_2)	-	-0.0598 (0.092)	-	-0.0316 (0.10)
Satovaikutus syksyn 1. hintaan (α_1)	-1.89** (0.26)	-1.89** (0.26)	-2.33** (0.32)	-2.33** (0.32)
Satovaikutus syksyn 2. hintaan (α_2)	-0.127 (0.26)	-0.121 (0.26)	-0.298 (0.32)	-0.296 (0.32)
Trendi satokauden sisällä (ξ_1)	0.0074 (0.0063)	0.0071 (0.0063)	0.0100 (0.0079)	0.0098 (0.0079)
Toisen asteen termi satokauden sisällä (ξ_2)	-0.0001 (0.0004)	-0.0000 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)	-0.0002 (0.0004)
Perunavarastojen määrä (θ_1) ^{c)}	0.0023 (0.017)	0.0009** (0.0000)	-0.0019 (0.023)	-0.0033 (0.022)
EU -apumuuttuja (θ_2)	-0.0209 (0.014)	-0.0221 (0.014)	-	-

a) Havaintojen lukumäärä on 176.

b) Havaintojen lukumäärä on 96.

c) Varastoinventaarioiden estimaatit rajoitettu yhtä suuriksi. Ne eivät poikenneet merkitsevästi toisistaan. Yksi tähti (*): merkitsevä alle 5 prosentin riskillä. Kaksi tähteä (**): merkitsevä alle prosentin riskillä.

Kirjallisuus

Leyborne, S.J. & Newbold, P. 2000. Behavior of Dickey-Fuller t-tests when there is a break under the alternative hypothesis. *Econometric theory* 16: 779-789.

Dickey, D.A. & Fuller, W.A. 1979. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. *Journal of American Statistical Association* 74: 427-431.

Elintarviketieto Oy. 2001. Tilastot 1. luokan ruokaperunan myyntimäärillä painotetuista rahdittomista viljelijä-hinnoista 1990-2000. Maa- ja metsätalousministeriön tietopalvelukeskus.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. & Shin, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54: 154-178.