

VASTAAKO PÄIVÄHOITO KANSALAISTEN TARPEISIIN?

JOHDANTO

Tehtäessä suuria sosiaali- ja terveyspalvelujärjestelmän muutoksia 1990-luvun alussa ajateltiin, että siirtämällä päätöksenteko kuntiin, poistamalla normiohjaus ja muuttamalla valtionosuusjärjestelmä, muuttuisi sosiaali- ja terveyspalvelujärjestelmä aiempaa paremmin kansalaisten tarpeita vastaavaksi. Lisäksi muutosten oletettiin lisäävän palvelujärjestelmän tehokkuutta. Ero muutoksia edeltäneeseen ajattelutapaan oli dramaattinen. Aiemmassa ohjaukseen perustuvassa järjestelmässä tiedettiin, mitä kansalaisille tulee tarjota, ja palvelutarjonta oli suunnittelun tulos. Uudessa ohjausjärjestelmässä sitä vastoin palveluiden tarjonta ”päästettiin irralleen”. Tarjonnan toivottiin reagoivan entistä herkemmin kansalaisten tarpeisiin, jotka nyt oletettiin tiedettävän parhaiten kunnissa.

Vuonna 1991 hallituksen esityksen perusteissa valtionosuusjärjestelmän uudistamiseksi kritisoidaan vanhaa menoperustaista valtionosuusjärjestelmää seuraavasti:

”Nykyinen valtionosuus- ja valtionavustusjärjestelmä ei korosta riittävästi kuntien itsehallintoa ja omavastuisuutta. Suurin osa valtionosuuksista ja -avustuksista on lain nojalla sidottu vain määrättyyn tehtävään. Tehtävän hoidosta on laeissa ja niiden nojalla annetuissa alemman-asteisissa säännöksissä määrätty yksityiskohtaisesti. Näin rajoittuvat kuntien mahdollisuudet valita vaihtoehtoisia toimintatapoja ja järjestää toiminta paikallisiin oloihin ja tarpeisiin parhaiten soveltuvaksi.”

Hallituksen lakiesityksen tavoitteena oli ”... sekä valtion tuen perusteiden että menettelytapojen parantaminen siten, että ehdotettu kuntien valtionosuusjärjestelmä

- kannustaa kustannustietoiseen toimintaan
- lisää kuntien toimivaltaa ja poistaa valtion viranomaisten tarpeetonta ohjausta

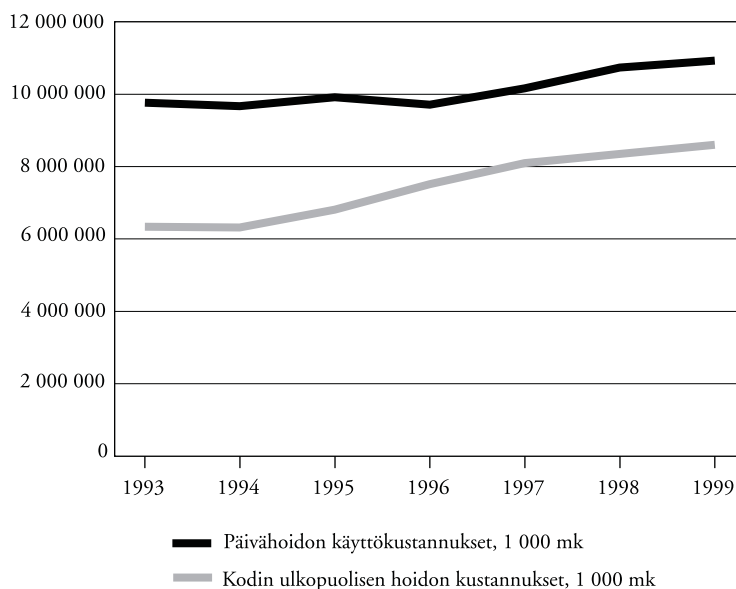
- painottaa toiminnan taloudellisuutta ja tuoksellisuutta
 - tasoittaa kuntien taloudellisessa asemassa olevia eroja
 - on yksinkertainen ja selkeä
 - toimii viivytyksettä ja joustavasti
 - perustuu mahdollisimman pieneen asiakirjatuotantoon ja hallinnolliseen työhön sekä
 - on vaikutuksiltaan hallittava ja ennakoitava”.
- (Hallituksen..., 1991)

Tehdyistä ohjausjärjestelmän muutoksista on kulunut nyt jo niin kauan, että voidaan tarkastella niiden vaikutuksia palvelujärjestelmään. Onko palvelujärjestelmä muuttunut sellaiseen suuntaan, että sen voitaisiin sanoa vastaavan kansalaisten tarpeita paremmin 1990-luvun lopussa kuin vuosikymmenen alussa? Aineisto käsittää vuodet 1993–1999. Voidaan myös kysyä, onko tehty ohjausjärjestelmän muutos ohjannut kuntia aikaisempaa kustannustietoisempaan toimintaan? Tarkastelemme näitä kysymyksiä pienten lasten päivähoidon esimerkin avulla.

LASTEN PÄIVÄHOITOJÄRJESTELMÄ 1990-LUVULLA

Lasten päivähoidon on vanhustenhuollon ohella merkittävin sosiaalipalvelu niin menojen kuin henkilöstön määrän suhteen tarkasteltuna. Esimerkiksi vuonna 1999 lasten päivähoidon kustannukset olivat kuntien sosiaalihuollon nettomenoista noin 37 prosenttia, mikä vastaa vanhustenhuollon sosiaalipalveluihin kuuluvien palvelujen osuutta. Lisäksi päivähoidossa työskentelevän henkilöstön osuus kuntien sosiaalitoimen henkilöstöstä on vuosina 1993–1999 ollut noin 50 prosenttia. Sen sijaan yksityisen päivähoidon osuus henkilöstön ja hoidossa olevien lasten määrän suhteen on edelleenkin marginaalinen (Takala & Heikkilä 2000, 44). Kuviossa 1 on esitetty kuntien käyttökustannukset lasten päivähoidon

Kuvio 1. Päivähoidon ja kodin ulkopuolisen hoidon kokonaiskustannukset 1993–1999



dossa yhteensä sekä eriteltyinä kodin ulkopuoliseen hoitoon. Päivähoidon kokonaiskustannukset ja erityisesti kodin ulkopuolisen hoidon kustannukset ovat lisääntyneet 1990-luvulla. Osaltaan kokonaiskustannusten nousua selittää ilmeisesti päivähoito-oikeuden laajentaminen subjektiiviseksi oikeudeksi kaikille alle kouluikäisille vuonna 1996.

Päivähoidon käyttö, lukuun ottamatta osapäivähoitoa, ja kuntien päivähoitohenkilöstömäärä ovat lisääntyneet erityisesti vuoden 1996 jälkeen (kuvio 2). Vuonna 1996 voimaan tullut subjektiivinen päivähoito-oikeus näyttää muuttaneen päivähoitojärjestelmää niin käytön kuin resursienkin suhteen. Tämän lisäksi päivähoidon kysyntään ja käyttöön ovat vaikuttaneet myös työttömyyskehityksen ja muuttoliikkeen muutokset, mikä näkyy hyvin kuntien välisenä kysynnän ja käytön vaihteluna (Blomster & Simpura 2001, 335–338). Eräillä muuttovoittokunnilla on ollut vaikeuksia täyttää päivähoitolain edellyttämiä velvoitteita. Lisäksi muut perhepoliittiset uudistukset, kuten esimerkiksi pienten lasten hoitotukeen lisätty yksityisen hoidon tuki ja päivähoitomaksujen muutokset ovat varmasti vaikuttaneet päivähoitomarkkinoiden toimintaan. Vuoden 1998 lopussa tehdyn kyselyn (Takala & Heikkilä 2000) mukaan päivähoidon laatua pidetään yleisesti ottaen hyvänä. Sen sijaan tyytyväisyys perhepoliit-

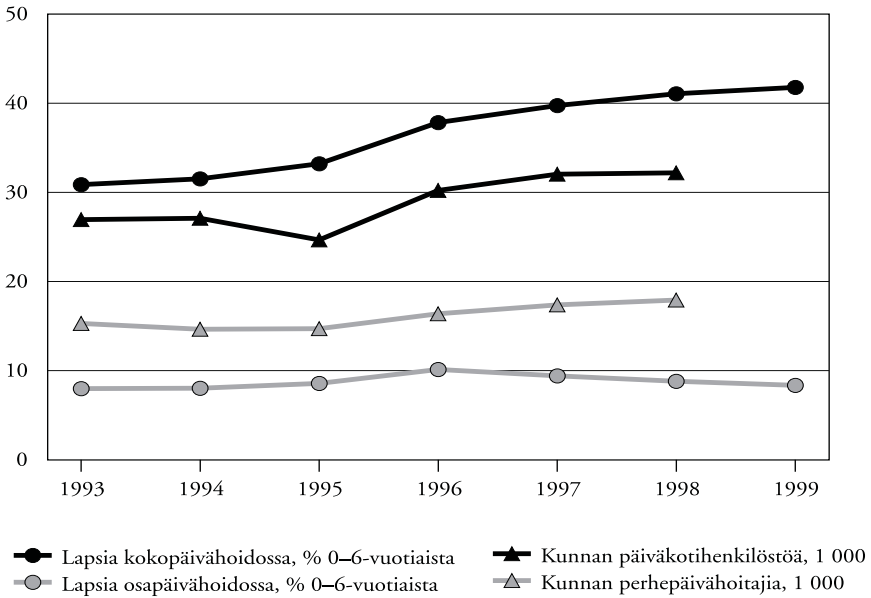
tisten tukien kehitykseen ja hoitomuodon valinnan mahdollisuuksiin vaihtelee.

TUTKIMUKSEN ASETELMA

Tässä tutkimuksessa tarkastelemme päivähoidon muutoksia kunnissa vuosina 1993–1999. Selvitämme, miten palvelutarve, käyttö ja kokonais- ja yksikkökustannukset sekä niiden väliset suhteet ovat muuttuneet. Tutkimuksen aineisto on päivähoidon tarvetta lukuun ottamatta saatavissa suoraan rekistereistä.

Jotta voitaisiin arvioida palvelujärjestelmän kykyä reagoida kansalaisten tarpeisiin, on tiedettävä, millaiset kansalaisten tarpeet eri kunnissa ovat tai, kuten tässä tutkimuksessa, millaiset ovat kuntien väliset erot palvelujen tarpeessa. Kaikki pienet lapset tarvitsevat hoitoa, mutta eivät välttämättä kodin ulkopuolista päivähoitoa. Pienten lasten kodin ulkopuolisen päivähoidon tarve selittyy perheen elinoloista, vanhempien työssäkäynnistä ja perherakenteesta. Kunnat poikkeavat toisistaan tämäntyyppisten pienten lasten hoidon tarvetta indikoivien tekijöiden suhteen. Kuntien suhteellisia eroja eri sosiaali- ja terveystalveluiden tarpeessa on selvitetty Stakesissa toteutetussa valtionosuuskriteeri-tutkimusten sarjassa (Häkkinen & al. 2000; Valtonen & Rissanen & Asikainen

Kuvio 2. Päivähoidossa olevien määrä 1993–1999 ja kunnan päivähoitohenkilöstö 1993–1998



1998; Valtonen 1996). Tutkimuksissa on haettu sellaisia tarvetta indikoivia kuntakohtaisia muutujia, jotka selittävät palvelujen toteutunutta käyttöä, kun palvelujen tarjonnan vaikutus toteutuneeseen käyttöön on otettu huomioon. Näitä tarveindikaattoreita voidaan käyttää mm. kunnittaiten palvelutarve-erojen ja kuntien palveluiden tuottaman menorasituksen tasaamisen apuvälineenä.

Uusimmassa (Häkkinen & al. 2000) valtionosuustutkimuksessa löydettiin tärkeimmiksi pienten lasten hoidon palvelutarvetta kuvaaviksi kuntatason muuttujiksi naisten työssäkäynti ja väestön koulutustaso. Päivähoidon tarve kasvaa sekä naisten työssäkäynnin lisääntyessä että väestön koulutustason noustessa. Sitä vastoin työttömyys pienentää pienten lasten kodin ulkopuolisen päivähoiton tarvetta. Kunta-aineistoilla saatu tulos on jokseenkin sama kuin Pentti Takalan (Takala 2000, 73) tutkimuksessa, joka perustuu perheille tehtyyn kyselyyn. Takalan mukaan kunnallisen päivähoiton käyttöä selittävät perhetilanteen ja vanhempien työtilanteen lisäksi äidin koulutus ja äidin sosioekonominen asema.

Kuntien väliset erot päivähoiton tarpeessa, käytössä ja yksikkö- ja kokonaiskustannuksissa ovat voineet muuttua monella tavalla ja monesta syystä. Kunnittaiset käytön ja kokonaiskustannusten erot ovat voineet kasvaa, pienetä tai pysyä

ennallaan. Käytön ja kustannusten jakaumat ovat voineet muuttua joko samalla tavalla kuin tarve muuttujat tai niistä riippumatta. Jos päivähoiton toteutunut käyttö kunnissa selittyy paremmin päivähoiton tarpeesta ajanjakson lopussa kuin alussa, niin silloin tilastollisessa analyysissä tulisi voida havaita vuodesta toiseen joko tarve muuttujien kulmakertoimen muutos tai tarve muuttujien selityskyvyn muutos. Päivähoidon toteutunut käyttö on aina tarjonnan ja kysynnän (joka heijastaa tarvetta) yhteisvaikutuksen tulos. Tarjonta puolestaan voi reagoida tarpeeseen, jos tarjonnan määräytyminen on ”oikein” organisoitu. Juuri tämä ”oikea” organisointi oli 1990-luvun uudistuksen yksi tavoite. Jos tarve ja käyttö korreloivat paremmin ajanjakson loppupuolella kuin sen alussa, voidaan ajatella, että käytön tarjonnan ja tarpeesta riippumaton vaihtelu on vähentynyt ja tarjonnan tarpeesta riippumaton vaikutus käyttöön on heikentynyt. Tämä olisi mahdollista, jos tarjonta määräytyy suurelta osin tarpeen mukaan. Lopputuloksena käyttö ja tarve vastaisivat toisiaan aikaisempaa paremmin.

Kunnille koitava palvelun rahoitusrasituksen muutos liittyy siihen, miten päivähoiton käyttö muuttuu päivähoiton kokonaiskustannuksiksi. Jos käytön, yksikkökustannusten ja kokonaiskustannusten välinen suhde on muuttunut, tulisi tilastollisessa analyysissä vastaavasti voida havaita

vuodesta toiseen joko käytön ja yksikkökustannusten kulmakertoimen muutos tai käytön ja yksikkökustannusten selityskyvyn muutos. Erityisesti kustannustietoisuuden kasvusta kertoisi se, että kokonaiskustannukset selittyisivät aikaisempaa paremmin päivähoiton käytöstä.

AINEISTO JA MENETLMÄT

Tutkimuksen tilastoaineisto on koottu Stakesin SOTKA-tilastotietokannasta. Aineiston muuttujat vuosilta 1993–1999 (osa muuttujista on vuosilta 1994–1998) ovat

- päivähoiton tarveuuttajat (ammattissa toimivien 20–44-vuotiaiden naisten osuus ja keski- ja korkea-asteen koulutuksen saaneiden määrä)
- työttömyysaste (%)
- pienten lasten hoidon kokonaiskustannukset (kodin ulkopuolisen päivähoiton ja lasten koti-hoidon tuen kustannukset) 0–6-vuotiasta kohden
- päivähoiton yksikkökustannukset kodin ulkopuolella hoidossa olevaa kohden (kodin ulkopuolisen päivähoiton kustannukset hoidossa olevaa 0–6-vuotiasta kohden)
- hoidon käyttö (hoidossa olevien osuus [%] ikäluokasta) ja
- 0–6-vuotiaiden ikäluokan osuus (%) väestöstä.

Kaikki muuttujat on laskettu indekseinä, joissa kunakin vuonna koko maan 0–6-vuotiaiden määrällä painotettu keskiarvo on 1. Indeksointi poistaa muuttujista vuosittaisen muutostrendin (kaikkien kuntien keskiarvon muutoksen). Kunkin muuttujan arvot kuvaavat kunnan etäisyyden koko maan keskiarvosta.

Tilastollisissa analyysissä käytettiin toistuvien mittauksen analyysiin SAS:n MIXED-proseduuria (Littell & al. 1996, 87–134). Menetelmä valittiin siksi, että aineistossa on kustakin kunnasta toistuvasti mitatut samat suureet, jolloin saman kunnan havaintojen voidaan olettaa korreloivan keskenään. Espoon havainnot kahtena vuonna peräkkäin pyrkivät olemaan samanlaisia – esimerkiksi päivähoiton käyttö on suurta – tai ainakin niiden välisten erojen voidaan olettaa olevan pienempiä kuin Espoon ja Sotkamon muuttujien arvojen erot. Niinpä aineistossa on haettava systemaattisen komponentin lisäksi kahdenlaista vaihtelua. Siinä on samanlaista kuntien välistä vaihtelua kuin vaikkapa tavallisessa poikkeikkausaineiston analyysissä: Kunnat ovat keske-

nään erilaisia ja niissä päivähoiton käyttö vaihtelee. Toiseksi aineistossa on kunnan sisäistä vaihtelua ajassa, eli kunkin kunnan päivähoiton käyttö vaihtelee hieman vuodesta toiseen. Tässä sisäisessä vaihtelussa kunkin kunnan eri muuttujien arvot riippuvat edellisen vuoden arvoista, eli jos päivähoiton käyttö on suurta yhtenä vuonna, on se suurta myös seuraavana. Tehdyissä malleissa sovitetaan erilaisia kovarianssirakenteita kunkin kunnan havaintojen riippuvuuden mallittamiseksi. Kolme tavallisinta kovarianssirakennetta ovat symmetrinen (sama kaikille havainnoille), autoregressiivinen ja kokonaan strukturoimaton rakenne (Littell & al. 1996). Kovarianssirakenteiden sovittamisessa tavoitteena on löytää parhaiten aineistoon sopiva kovarianssirakenne, jotta selitettävän muuttujan ja selittävien muuttujien väliset yhteydet tulisivat nekin oikein näkyviin.

Malli on

$$y_{it} = \alpha + \beta x_j + \gamma_t x_j + Z u_{it} + \epsilon_{it},$$

jossa y = selitettävä muuttuja, α = vakio, β = kertoimet, x = selittäjät (ml. vuosi), γ_t = selittäjän ja ajan yhdysvaikutustermien kertoimet, Z = kovarianssirakenne, u = kuhunkin havaintoon liittyvä satunnaisvirhe ja ϵ = jäännöstermi. Alaindeksi i viittaa kuntaan, j selittäviin muuttujiin ja t vuoteen. Kovarianssien mallittamisessa termille $Z u_{it}$ sovitetaan erilaisia rakenteita. Analyysissä haetaan ensin aineistoon parhaiten sopiva kovarianssirakenne ja sen löydyttyä tulkitaan eri selittäjien merkitsevyys eli tehdään johtopäätökset selitettävän ja selittäjien välisestä suhteesta. Valinta eri kovarianssirakennemallien välillä voidaan tehdä mm. Akaiken informaatiokriteerin (AIC) ja Schwarzin bayesilaisen kriteerin (BIC) perusteella (Singer 1998; Wolfinger & Chang 1995). Analyysissä rakennettiin ensin perusmalli, jossa selittäjänä on vain vakiotermi ja joka ottaa huomioon aineiston rakenteen. Tämän jälkeen malliin lisättiin varsinaiset selittäjät ja niiden yhdysvaikutukset ajan kanssa. Vertaamalla saatuja malleja perusmalliin nähdään eri muuttujien kertoimien lisäksi, miten suuri osa kuntien välisestä ja sisäisestä vaihtelusta selittyy varsinaisista selittävästä muuttujista.

Tarkasteltaessa tarpeen ja käytön sekä toisaalta kokonaiskustannusten ja käytön ja yksikkökustannusten välisen suhteen muuttumista tärkeimpiä kertoimia ovat selittävien muuttujien ja vuo-

Taulukko 1. Käyttö-, tarve- ja kustannusmuuttujien keskihajonnat vuosina 1993–1999

Vuodet	Kokonais- kustannukset	Yksikkö- kustannukset	0–6-vuotiaiden osuus	Päivähoidon käyttö	Ammatissa toimivien naisten osuus	Koulutus	Työttömyys
1993	0.140	0.171	0.174		0.119	0.103	0.222
1994	0.136	0.168	0.172	0.224	0.118	0.102	0.231
1995	0.142	0.162	0.178	0.225	0.112	0.100	0.253
1996	0.158	0.152	0.180	0.209	0.112	0.099	0.281
1997	0.155	0.142	0.187	0.206	0.113	0.098	0.303
1998	0.149	0.148	0.191	0.204	0.106	0.097	0.325
1999	0.149	0.153	0.197			0.096	
Brown-Forsythe-testi muuttujan varianssin yhtäsuuruudelle							
Pr > F	0.061	0.002	0.453	0.028	0.091	0.804	.0001

den yhdysvaikutustermien kertoimet (γ). Jos nämä kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä, on kyseisen tarvemuuttujan ja käytön tai kokonaiskustannusten ja käytön ja yksikkökustannusten väliset kulmakertoimet erilaisia eri vuosina. Vuosi on malleissa mukana luokkamuuttujana, eli yhdysvaikutusten muodolle (lineaarinen tai epälineaarinen) ei ole asetettu ennakkoon odotuksia. Toinen merkittävä yhteyden muutoksen indikaattori on eri mallien residuaalien käyttäytyminen eri vuosina. Mallien residuaalien hajontaa tarkasteltiin sen selittämiseksi, miten residuaalien pisteparvi käyttäytyy eri vuosina. Selittäjien selityskyky on sitä parempi, mitä tarkemmin havaittu pisteparvi asettuu mallin määrittelemälle suoralle eli mitä pienempi on residuaalien hajonta.

TULOKSET

Eri muuttujien hajontojen mahdollisia eroja on tarkasteltu ajan suhteen taulukossa 1. Päivähoidon yksikkökustannusten ja käytön hajonnat ovat pienentyneet. Päivähoidon käytön jakauman pienemisestä ei voida vielä päätellä kovin paljoa, koska käytön jakauma voi pienentyä tarpeen jakauman muutoksista riippumatta. Ikäluokkaa kohden laskettujen pienten lasten hoidon kokonaiskustannusten hajonnan muutos on lähellä tilastollisesti merkitsevää muutosta. Hajonta on pieni vuosina 1993–1995, kasvaa vuosiksi 1996 ja 1997 ja laskee taas hieman vuosina 1998–1999. Sen sijaan ikäluokan koon varianssi ei ole muuttunut. Tarvemuuttujista työssä käyvien naisten osuuden varianssin muutos on lähellä merkitsevän rajaa ja työttömyyden varianssi kunnissa on kasvanut. Eri jakaumien muutos ja

muuttumattomuus osoittavat, että kuntien väliset erot eivät ole kasvaneet.

Päivähoidon käytön ja tarvemuuttujien sekä toisaalta kustannusten ja käytön korrelaatiot on esitetty taulukossa 2. Ammatissa toimivien naisten määrän ja väestön koulutustason korrelaatio päivähoidon käytön kanssa on korkea eikä ole muuttunut. Ikäluokan koon korrelaatio päivähoidon käytön kanssa on pienentynyt. Työttömyyden negatiivinen korrelaatio päivähoidon käytön kanssa on kasvanut itseisarvoltaan. Päivähoidon käytön ja kokonaiskustannusten korrelaatio on sekini korkea, ja käyttö selittää koko ajanjakson ajan paremmin kokonaiskustannuksia kuin yksikkökustannukset. Ikäluokan koon korrelaatio myös kokonaiskustannusten kanssa on pienentynyt.

Päivähoidon käytön selitysmallia valittaessa valinta tehtiin edellä mainittujen AIC- ja BIC-testisuureiden avulla (taulukko 3). Autokorreloitunut ja strukturoimaton kovarianssirakenne ovat hyvin lähellä toisiaan ja saavat jonkin verran paremmat kriteeriarvot kuin symmetrinen kovarianssirakenne. Jatkossa käytettiin molempia malleja¹. Tarvemuuttujien yhteinen kyky selittää päivähoidon käyttöä on kuvattu taulukossa 4. Päivähoidon käytön varianssi jakautuu AR(1)-mallissa kuntien väliseen ja kunnan sisäiseen (siis yhden kunnan ajassa havaittavaan) varianssiin. Kun perusmalliin, jossa on selittäjänä vain vakiotermei, lisätään tarvemuuttajat, työttömyys ja aika

¹Tässä raportoidaan vain AR(1)-mallin tulokset, koska olennaisilta osiltaan tulokset ovat aivan samat käytettäessä AR(1)-mallia ja mallia, jossa kovarianssirakenne on strukturoimaton.

Taulukko 2. Eri tarveuuttujien korrelaatiot päivähoitoon käytön (% ikäluokasta) kanssa eri vuosina ja kokonaiskustannusten korrelaatiot käytön ja yksikkökustannusten kanssa

	Ammatissa toimivien naisten osuus	Koulutus	0–6-vuotiaiden osuus	Työttömyys
Korrelaatiot päivähoitoon käytön kanssa				
1994	0.560	0.418	-0.103	-.171
1995	0.608	0.492	-0.087	-.242
1996	0.658	0.471	-0.070	-.264
1997	0.606	0.418	-0.089	-.270
1998	0.599	0.433	-0.066	-.270

	Päivähoidon käyttö	Yksikkökustannukset	0–6-vuotiaiden osuus	
Korrelaatiot päivähoitoon kokonaiskustannusten kanssa				
1993		.415	-.189	
1994	.724	.421	-.142	
1995	.753	.383	-.171	
1996	.808	.422	-.110	
1997	.784	.380	-.130	
1998	.761	.432	-.110	
1999		.374	-.088	

Lihavoituidut korrelaatiot ovat tilastollisesti merkitseviä ($p < .05$).

Taulukko 3. Päivähoidon käytön ja kokonaiskustannusten mallit, kovarianssirakenteen valinta

Päivähoidon käyttö Malli	Kovarianssirakenne					
	AIC			BIC		
	AR(1)	CS	UN	AR(1)	CS	UN
Päävaikutusmalli	-3172	-3158	-3276	-3164	-3150	-3234
Yhdysvaikutusmalli	-3130	-3110	-3191	-3122	-3102	-3149
Päivähoidon kokonaiskustannukset						
Malli	AIC			BIC		
	AR(1)	CS	UN	AR(1)	CS	UN
Päävaikutusmalli	-6723	-6520	-6812	-6715	-6512	-6751
Yhdysvaikutusmalli	-6817	-6731	-6899	-6809	-6723	-6838

Päävaikutusmalli: selittäjinä vuosi ja tarveuuttajat ja työttömyysaste.

Yhdysvaikutusmalli, selittäjinä edelliset ja tarveuuttajien ja työttömyyden yhdysvaikutukset vuoden kanssa.

Kovarianssirakenteet: AR(1) = autokorreloituun, CS = symmetrinen ja UN = strukturoimaton.

Kriteerit: AIC = Akaike's Information Criterion, BIC = Schwarz's Bayesian Criterion.

selittäjiksi, saadaan selitettyä hieman alle 13 prosenttia kuntien sisäisestä varianssista ja noin 44 prosenttia kuntien välisestä varianssista.

Tarveuuttajat ovat odotetulla tavalla yhteydessä käyttöön: sekä ammatissa toimivien naisten osuuden kasvu että koulutustason kasvu nostaa lasten päivähoitoon käyttöä. Ikäluokan koko ja työttömyys pienentävät sitä hieman. Mallissa, jossa selittäjinä ovat mukana aika, tarveuuttajat ja niiden yhdysvaikutukset ajan kanssa, eivät yhdysvaikutustermien kertoimet ole tilastollisesti merkitseviä, eli päivähoitoon käyttöä selittävien tarveuuttajien yhteys päivähoitoon käyttöön on

täten sama vuosina 1994–1998. Oletettua kulkemakertoimien muutosta ei näytä tapahtuneen.

Päivähoidon kokonaiskustannuksia selittävässä mallissa mallivalinnan testisuureet käyttäytyvät samalla tavalla kuin päivähoitoon käytön selitysmallissa (taulukko 3). Strukturoimaton kovarianssimalli tuottaa suurimmat AIC- ja BIC-testisuureiden arvot, mutta olennaisilta osiltaan mallit – AR(1) ja UN – ovat hyvin samanlaisia.

Päivähoidon kokonaiskustannusten ajassa ilmenevästä varianssista saadaan selitettyä hieman alle 30 prosenttia ja kuntien välisestä varianssista 81 prosenttia verrattuna vain vakiotermin ja ai-

Taulukko 4. Tarvemuuttujien ja työttömyyden kyky selittää päivähoidon toteutunutta käyttöä 1994–1998, AR(1).
N = 2 165

Malli	Perusmalli	Päävaikutusmalli	Yhdysvaikutusmalli
Vakio	0.852**	0.155*	0.002
Vuosi			
1994		-0.008	0.236*
1995		-0.025**	0.044
1996		-0.023**	-0.005
1997		-0.005	0.130
1998			
Ammatissa toimivien naisten osuus		0.606***	0.750***
Koulutus		0.811***	0.790***
0–6-vuotiaiden osuus		-0.387***	-0.375***
Työttömyys		-0.090***	-0.054
Yhdysvaikutukset ajan kanssa, merkitsevyys, F-testi			
naisten työssäkäynti			
koulutus			
0–6-vuotiaiden osuus			
työttömyys			
Kovarianssiparametrit			
kunnan sisäinen	0.859***	0.750***	0.751***
kuntien välinen	0.046***	0.026***	0.025***
Selitetty varianssi perusmalliin verraten, %			
kunnan sisäinen		0.127	.126
kuntien välinen		0.434	.456

Perusmalli: Mallissa on mukana vain vakiotermi. Aineiston rakenne (toistuvat mittaukset) on otettu huomioon. Päävaikutusmalli ja yhdysvaikutusmalli kuten edellä.

neiston rakenteen (toistuvat mittaukset) huomioon ottavaan perusmalliin (taulukko 5). Sekä yksikkökustannusten että käytön yhdysvaikutus ajan kanssa on tilastollisesti merkitsevä, eli niiden yhteys kokonaiskustannuksiin jyrkkenee ajan myötä. Kokonaiskustannukset reagoivat herkemmin yksikkökustannusten ja käytön muutoksiin ajanjakson loppupuolella (1996–1998) kuin sen alussa (taulukko 6.). Yhdysvaikutusten lisääminen malliin tuottaa kuitenkin vain hyvin vähäisen selitetyn varianssin lisäyksen.

Kumpikin tutkittu suhde voi olla muuttunut myös niin, että selittävät muuttujat selittävät aikaisempaa paremmin selitettävän muuttujan pisteparven: selitys paranisi vuodesta toiseen. Tämä tarkoittaisi sitä, että kunnat asettuivat nykyisin entistä paremmin kummassakin tapauksessa selittäjien määrittelemälle regressiosuoralle, eli siis kuntien poikkeamat mallin avulla ennustetusta pienenisivät. Tätä on tässä tarkasteltu katsomalla, miten mallien ennustetut arvot ja residuaalit ajassa käyttäytyvät (taulukko 7).

Päivähoidon käyttöä selittävässä mallissa residuaalien hajonta pienenee. Tarvemuuttajat eivät kykene selittämään tätä varianssin muutosta, eli päivähoiton käytön varianssi on pienentynyt jostain muustakin syystä kuin tarvemuuttujien vaikutuksesta. Varianssi pienenee vuodesta 1996 lähtien, ja niinpä voitaneen olettaa, että sen pieneminen on yhteydessä subjektiivisen päivähoito-oikeuden voimaantulon seurauksena tapahtuneeseen päivähoiton käytön lisääntymiseen. Sen sijaan kustannusten osalta varianssin kasvu voidaan selittää käyttö- ja yksikkökustannusten muuttujien mallilla. Mallin ennustettujen arvojen varianssi pienenee ja residuaalien varianssi pysyy samana kaikkina vuosina.

TARJONNAN OHJAUS EI OLE HELPPOA

Pienten lasten kodin ulkopuolisen päivähoiton tarpeen ja käytön välinen suhde ei ole muuttunut vuosina 1994–1998. Näyttöä siitä, että päivähoi-

Taulukko 5. Käyttö- ja yksikkökustannusmuuttujien kyky selittää päivähoiton kokonaiskustannuksia ikäluokkaa kohden 1994–1998, AR(1). N = 2 165

Malli	Perusmalli	Päävaikutusmalli	Yhdysvaikutusmalli
Vakio	0.829**	0.124***	0.013
Aika			
1994		0.034***	0.254***
1995		0.031***	0.270***
1996		0.002	0.055
1997		-0.001	-0.007
1998			
Päivähoidon käyttö		0.483***	0.546***
Yksikkökustannukset		0.418***	0.465***
0–6-vuotiaiden osuus	-	-0.097***	-0.082***
Yhdysvaikutukset ajan kanssa, merkitsevyys, F-testi			
päivähoidon käyttö	taulukko 6		***
yksikkökustannukset			***
0–6-vuotiaiden osuus			***
Kovarianssiparametrit			
kunnan sisäinen	0.910***	0.666***	0.673***
kuntien välinen	0.021***	0.004***	0.004***
Selitetty varianssi perusmalliin verraten, %			
kunnan sisäinen		.268	.260
kuntien välinen		.810	.820

Perusmalli: Mallissa on mukana vain vakiotermi ja aineiston rakenne (toistuvat mittaukset) on otettu huomioon. Päävaikutusmalli ja yhdysvaikutusmalli kuten edellä.

Taulukko 6. Käyttö- ja yksikkökustannusmuuttujien yhdysvaikutukset ajan kanssa. Muuttujan kertoimen arvo eri vuosina

Vuosi	Muuttuja Päivähoidon käyttö	Yksikkö- kustannukset	0–6-vuotiai- den osuus
1994	0.41	0.36	-0.09
1995	0.43	0.37	-0.14
1996	0.54	0.45	-0.12
1997	0.56	0.48	-0.11
1998	0.55	0.46	-0.08

don järjestelmä olisi 1990-luvun alun järjestelmän muutoksen seurauksena muuttunut niin, että tarve ja käyttö vastaisivat toisiaan paremmin, ei tästä aineistosta löytynyt. Jos päivähoiton järjestäminen kunnissa reagoisi tarpeeseen herkemmin ohjausjärjestelmän muutoksen jälkeen, olisi tarpeen ja käytön välinen yhteys muuttunut 1990-luvulla. Päivähoidon tarpeen ja käytön välisessä suhteessa on tapahtunut vain hyvin pieni muutos. Ilmeisesti subjektiivisen päivähoito-oikeuden voimaantumisen seurauksena kunnittainen päivähoi-

don käytön vaihtelu on pienentynyt tavalla, jota päivähoiton tarve tai työttömyys ei selitä.

Pienten lasten hoidon kokonaiskustannusten, käytön ja yksikkökustannusten välinen suhde sen sijaan on muuttunut. Sekä päivähoiton yksikkökustannusten että käytön yhteys kokonaiskustannuksiin on jyrkentynyt. Kokonaiskustannukset reagoivat aikaisempaa herkemmin muutoksiin päivähoiton käytössä ja päivähoiton yksikkökustannuksissa. Tässäkin kohden muutos näyttää tapahtuvan vuonna 1996 eli subjektiivisen päivähoito-oikeuden tullessa voimaan. Näyttää siltä, että toistaiseksi, ainakin vuoteen 1998 mennessä subjektiivinen päivähoito-oikeus on muuttanut päivähoiton palvelujärjestelmän toimintaa ja päivähoiton kustannusten määräytymistä enemmän kuin 1990-luvun alussa toteutettu ohjausjärjestelmän muutos.

On tietysti myös mahdollista, että käytön ja kustannusten välinen suhde on muuttunut laman vaikutuksesta. Laman mahdollista vaikutusta tuloksiin ei voida erottaa ohjausjärjestelmien muutoksista, ja tuloksia tulkittaessa on muistettava, miten erityinen ajanjakso 1990-luku oli. Laman

Taulukko 7. AR(1)-mallin residuaalien ja ennustettujen arvojen hajonnat eri vuosina

Vuosi	Kokonaiskustannukset		Päivähoidon käyttö	
	Residuaali	Ennustettu arvo	Residuaali	Ennustettu arvo
1994	0.064	0.125	0.176	0.137
1995	0.061	0.122	0.164	0.134
1996	0.063	0.118	0.147	0.131
1997	0.067	0.111	0.150	0.129
1998	0.064	0.113	0.149	0.124
Brown-Forsythe-testi muuttujan varianssin yhtäsuuruudelle				
Pr > F	0.459	0.025	0.003	0.233

vaikutusta ei kuitenkaan liene se, että päivähoidon käytön ja tarpeen välinen suhde ei ole juuri muuttunut. Tämä suhteen muuttumattomuus on oikeastaan hämmästyttävä tulos. Tulokset ovat myös sidoksissa päivähoidon tarpeen operationalisoinnin onnistuneisuuteen. Tässä tutkimuksessa oletetaan, että käytetyt tarveuuttajat kuvaavat samalla tavalla pienten lasten kodin ulkopuolisen hoidon tarpeen yli koko ajanjakson.

Kun palvelujärjestelmän ohjauksen voimaa ja 1990-luvun alun muutosten merkitystä arvioidaan tässä aineistossa näkyvien jälkien perusteel-

la, näyttää siltä, että valtionosuusjärjestelmän ja muun ohjauksen muutoksen seuraukset palvelutarjonnassa ovat 1990-luvun alussa odotettuja muutoksia huomattavasti pienempiä. Näyttää siltä, että tarjonnan ohjaamista helpommin tuloksia saadaan aikaan ohjaamalla palveluiden kysyntää. Subjektiiivisen päivähoito-oikeuden voimaantulo, eli siis palveluiden kysynnän ohjaus, oli päivähoidon käytön näkökulmasta suurempi muutos kuin kuntien palvelutarjonnan muutokseen tähtäävä ohjausjärjestelmän muutos.

KIRJALLISUUS

Blomster, P. & Simpura, J.: Lama, elinolot ja sosiaali- ja terveyspalvelujen kysyntä. Yhteiskuntapolitiikka 66 (2001): 4, 329–343

Hallituksen esitys Eduskunnalle kuntien valtionosuuslaiksi ja siihen liittyväksi lainsäädännöksi. Vuoden 1991 valtiopäivät. HE 214/1991. (www.eduskunta.fi)

Häkkinen, U. & Valtonen, H. & Niemelä, J. & Laine, J.: Tutkimus kuntien sosiaali- ja terveydenhuollon valtionosuuskriteereistä. Aiheita 33. Helsinki: Stakes, 2000

Littell, R. & Milliken, G. & Stroup, W. & Wolfinger, R.: SAS System for Mixed Models. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc., SAS Campus Drive, 1996

Singer, Judith: Using SAS PROC MIXED to fit multilevel models, hierarchical models, and individual growth models. Journal of Educational and Behavioral Statistics 24 (1998): 4, 323–355

Takala, P.: Lastenhoito ja sen julkinen tuki. Tutkimuksia 110. Helsinki: Stakes, 2000

Takala, P. & Heikkilä, M.: Pienten lasten hoito. S. 43–54. Teoksessa: Uusitalo, H. & Parpo, A. & Hakkarainen, A. (toim.): Sosiaali- ja terveydenhuollon palvelukatsaus 2000. Raportteja 250. Helsinki: Stakes, 2000

Valtonen, H.: Tutkimus kuntien sosiaalihuollon valtionosuuksien perusteista. Kuntaosaston julkaisu 4. Helsinki: Sisäasiainministeriö, 1996

Valtonen, H. & Rissanen, P. & Asikainen, K.: Sosiaali- ja terveydenhuollon valtionosuuskriteerien muutostarve. Aiheita 21. Helsinki: Stakes, 1998

Wolfinger, R. & Chang, M.: Comparing the SAS GLM and MIXED procedures for repeated measures. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc., 1995. (<http://www.sas.com/rnd/app/papers/mixedglm.pdf>).

ENGLISH SUMMARY

Hannu Valtonen & Juba Laine: Do day care services meet citizen needs? (Vastaako päivähoito kansalaisten tarpeisiin?)

In the early 1990s the Finnish health care and social welfare system was upgraded with a view to improving its responsiveness to citizen needs and to increasing 'cost consciousness' in local municipalities. This study evaluates the changes carried out in children's day care services, with special reference to the utilisation, unit and total costs of day care services. In the empirical analysis, the aim is to see how (1) the relationship between the need for day care and the utilisation of day care services, and (2) the relationship between unit costs and utilisation and total costs have changed between 1994 and 1998. If towards the end of the period under study the service system better reflects the

need for day care, then we should observe a change either in the slope coefficients of the need variables (unit costs and utilisation variables, respectively) in explaining utilisation (total costs), or a change in the distribution of the residuals of the models.

There has been no change in the relationship between the utilisation of day care and the need for care during the period under study. The results do not lend support to the responsiveness expectation. The relationship between total costs and unit costs and utilisation has changed so that the total costs react more to changes in unit costs and utilisation than was the case earlier. However, in both cases it seems that the subjective right to children's day care – a change in the demand conditions from 1996 – has had a greater effect on how the day care system works than the changes on the supply side.

KEY WORDS:

Day care services, citizen needs, utilisation, unit costs, total costs, evaluation, Finland