

## KANSANEDUSTAJAN OSALLISTUMINEN EDUSKUNNAN ISTUNTOJEN ÄÄNESTYKSIIN

Tuomo Martikainen

---

### Johdanto

Verrattuna muuhun behavioraalaisella perustalla olevaan eliittitutkimukseen Suomessa poliittisen eliitin tutkimus on ollut suhteellisesti varsin suosittua. Toisaalta voidaan sanoa että tämä poliittisen eliitin tutkimus on ollut substantiaalisesti kapealla pohjalla. Tutkimuskohteena on miltei yksinomaisesti ollut kansanedustajisto. Kansanedustajien käyttäytymisestä on tarkasteltu ennen muuta joko heidän käyttäytymistään äänestystilanteissa tai heidän aktiivisuutensa muita ilmenemismuotoja, kuten aloiteaktiivisuutta, järjestöaktiivisuutta tms. Tutkimus on ollut luonteeltaan kuvailevaa ja peruskartoituksenomaista, ja sen merkitys on kulloinkin ollut melko uniikkista. Uniikkisuus on useimmisten johtunut joko vahvasta antiteoreettisesta lähestymiskulmasta, yleistävälle tutkimukselle liian heikoista tutkimustekniikoista tai siitä, ettei näitä tutkimuksia ole osattu sijoittaa laajempiin yhteyksiin. Tuskin voimme sanoa, että poliittista eliittiä koskeva tietomme olisi vielä teoreettisessa mielessä kovinkaan laajaa. Näin ollen on yhä tyydyttävä aika tavalla kokeilumielellä melko suppeiden osa-alueiden kartoituksiin. Sopii tietysti toivoa, että näissäkin pyrittäisiin laajempiin yleistyksiin, mikä vasta olisi pohjana eliittikäyttäytymisen asettamiseksi laajoihin yhteyksiin. Tässä mielessä behavioraalisen eliittitutkimuksen tulisi asettaa kysymyksensä, miten ja mitä vaikutuksia käyttäymisellä on itse poliittisen järjestelmän tasolle, sen toiminnalle. Nykyisessä vaiheessaan tutkimus tarkastelee selitettävän yksityisen käyttäytymispiirteen attribuutteja, niiden jakautumista tutkittavan piirteen suuntaisesti tai parhaimmillaankin se pyrkii vain etsimään tilastollista selitystä kyseisen piirteen esiintymiselle.

Tämä tutkimus tarkastelee kansanedustajien aktiivisuuden yhtä osatekijää, osallistumista eduskunnan istunnoissa toimitettuihin äänestyksiin. Kansanedustajan lainsäätävä-toimen kannalta kyseinen aktiivisuuden indikaattori ei varmasti ole merkitykseltään kaikkein tärkeimpiä, joskin se kiistattomasti on kuitenkin varsin oleellinen. Yleisen informaation kannalta valitulla tutkimusteemalla on myös oma merkityksensä — käsittelee se julkisuudessa aina paljon keskustelua herättänyttä asiaa. Tutkimusaineisto koostuu vuoden 1967 valtiopäivien äänestyksistä, joita tässä tutkimuksessa on kaiken kaikkiaan 230. Edustaja-kohtaisen poissaoloeineiston on kerännyt valtiot. yo. Ari Järvinen. Perus-

aineisto on koottu siten, että jokaisen istuntoihin tavallisena edustajana osallistuvan valtiopäivämiehen kohdalla on katsottu hänen osallistumisensa näihin 230 äänestykseen. Eduskunnan puhemiestä ja varapuhemiehiä sekä kesken valtiopäivien kuoleman tai muun syyn takia poistuneita edustajia ei ole otettu mukaan. Samoin ei myöskään edustaja Vennamoa ole sisällytetty tutkimukseen hänen edustamansa ryhmän pienuuden vuoksi. Kaiken kaikkiaan on mukana 192 edustajaa. Kustakin äänestyksestä on lisäksi tutkittu poissaolon 'luvallisuus' tai 'luvattomuus'. Poissaoloa on pidetty luvallisena, jos kyseinen edustaja on ollut pois sekä nimenhuudosta että äänestyksestä. Jos sitävastoin edustaja on ollut läsnä nimenhuudossa mutta pois äänestyksestä, poissaolo on katsottu luvattomaksi. 'Luvattomuuden' selvittäminen ei tässä mielessä ole aivan täsmällistä, sillä joku voi olla lupaa pyytämättä pois nimenhuudosta sekä äänestyksestä. Joka tapauksessa tämä indikaattori ei ole lainkaan liian ankara pikemminkin sitä voi pitää melko 'edullisena' tutkittavien edustavien kannalta. Täsmällisen 'luvattoman poissaolon' mittaaminen olisi kuitenkin ollut kohtuuttoman vaivan takana.

### Poissaolon typologisointi

Tutkimuksessa kansanedustajien poissaolo äänestyksistä eriteltiin kuukausittain. Kuukausittaisten poissaolojen lisäksi konstruointiin kaksi muuta yksinkertaista raakapistemuuttujaa. Ensimmäinen koostui niiden poissaolotapausten lukumäärästä, jolloin asianomainen kansanedustaja oli ollut läsnä istunnon alussa toimitetussa nimenhuudossa, mutta poissa äänestyksestä (muuttuja 10). Toinen muuttuja konstruointiin vähentämällä edellä mainitun muuttujan arvosta niiden poissaolojen lukumäärä, joihin ao. kansanedustaja oli pyytänyt luvan (muuttuja 11). Ensimmäinen muuttuja oli näin ollen luvattomien poissaolojen absoluuttinen mittari. Toinen mittasi luvatonta poissaoloa jossain määrin kärkeämmin, ja sen tarkoitus oli kunkin kansanedustajan kohdalla saada esiin luvallisten ja luvattomien poissaolojen välinen suhde. Arvon 0 mainittu muuttuja sai silloin, kun luvallisia ja luvattomia poissaoloja oli yhtä paljon tai jos luvallisia oli enemmän kuin luvattomia. Vastaavasti mitä enemmän luvattomia poissaoloja oli suhteessa luvallisiin sitä suuremman arvon muuttuja kulloinkin sai. 0-arvon tämä muuttuja sai 66 kansanedustajan kohdalla. Muiden 128 kohdalla kyseinen arvo vaihteli yhdestä 85:een. Suhteellisen poissaolon muuttujan keskiarvoksi tuli 7.9, joten maksimiarvon (85) saanut edustaja oli varsin poikkeuksellinen tässä aineistossa.

Koska oli odotettavissa, että poissaolo äänestyksistä ei olisi muodoltaan suoraviivaisesti yksiulotteista käyttökelpoiseksi analyysitekniikaksi tämän muuttujajoukon selvittämiseen tarjoutui tavanomainen faktorianalyysi. Seuraavassa on esitetty faktorianalyysin lähtökohtana ollut korrelaatiomatriisi. Kahdella alimmaisella rivillä on lisäksi kunkin kuukauden keskimääräinen poissaolo ja äänestysten lukumäärä.

T a u l u k k o 1: Poissaoloaineiston korrelaatiomatriisi

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. Helmikuu	—										
2. Maaliskuu	.17	—									
3. Huhtikuu	.32	.17	—								
4. Toukokuu	.26	.15	.23	—							
5. Kesäkuu	.14	.15	.18	.39	—						
6. Syyskuu	.19	— .00	.10	.03	— .05	—					
7. Lokakuu	.21	.20	.14	.19	— .01	.09	—				
8. Marraskuu	.23	.05	.18	.25	.19	.08	.32	—			
9. Joulukuu	.20	.20	.08	.20	.23	.05	.32	.30	—		
10. Luvaton poissaolo, abs.	.45	.20	.24	.37	.18	.16	.34	.48	.51	—	
11. Luvaton poissaolo, suht.	.27	— .05	.07	.04	.02	.11	.05	.17	.23	.77	
Keskim. poissaolo	1.9	1.7	0.7	1.8	0.6	0.2	2.2	5.7	11.8	15.7	7.9
Äänestysten lukum.	16	13	5	27	4	1	20	34	110	(= 230)	

Korrelaatiomatriisin perusteella vahvistuu oletamus poissaolon moniulotteisuudesta. Kuukausikohtaisista poissaoloista erottuvat omiksi ryhmikseen helmi—kesäkuun ja toisaalta taas loka—joulukuun väliset ajanjaksot. Luvattomaan poissaoloon saavat voimakkaimmat korrelaatiot helmi-, touko-, marras- ja joulukuu. Ylläoleva korrelaatiomatriisi faktoroiitiin ja edelleen rotatointiin kahdella faktorilla. Kahden faktorin ratkaisu valittiin tarkoituksella, että poissaolo voitaisiin helposti tämän toimenpiteen jälkeen typologisoida, jos faktorit osoittautuisivat tulkittaviksi ja tarkoituksenmukaisiksi.

Todettakoon kuitenkin, että faktorianalyysi ei välttämättä ole paras mahdollinen väline typologisointiin, koska sen avulla saatavat ulottuvuudet voivat olla epäpuhtaita ja sekavia. Vastaavasti typologian luokat tulevat epätarkoiksi. Faktorien tulkittavuus on tässä mielessä ratkaiseva tekijä. Toisaalta faktorien avulla tehty typologia saattaa olla ilmeikkäämpi kuin esim. tavanomaisempi pelkän kaksiluokkaiseksi muutetun kahden ominaisuuden ristiintaulukointi tämän saman tarkoituksen toteuttamiseksi. Seuraavassa on tilan säästämiseksi esitetty vain kahden faktorin ratkaisun rotatoidut faktorit, joissa ovat mukana yli .30 latauksen saaneet muuttujat.

#### I faktori: Luvaton poissaolo

11. Luvaton poissaolo, suht.	.87
10. Luvaton poissaolo, absol.	.85
1. Helmik. poissaolo	.38
9. Jouluk. poissaolo	.38
8. Marrask. poissaolo	.33



Tällä ensimmäisellä faktorilla saavat korkeimmat lataukset molemmat luvaton poissaoloa mittaavat muuttujat. Nämä muuttujat, kuten edellä niiden konstruoinnin selvennyksen yhteydessä voitiin todeta, ovat osaksi teknisesti toisistaan riippuvia. Luvattoman poissaolon kanssa samalle ulottuvuudelle on siirtynyt sekä valtiopäivien ensimmäinen että sen kaksi viimeistä kuukautta. Faktori on nimetty 'luvattoman poissaolon' ulottuvuudeksi.

II faktori: Säännöllinen-kausiluontoinen poissaolo

4. Toukokuu	.57
5. Kesäkuu	.49
8. Marraskuu	.44
9. Joulukuu	.42
3. Huhtikuu	.40
1. Helmikuu	.39
7. Lokakuu	.39
10. Luvaton poissaolo, absol.	.39
2. Maaliskuu	.36

Tämä faktori, jota kuvaa usean poissaolomuuttujan melkoisen tasavahvat lataukset, on tulkittu merkitsemään poissaolon säännöllisyys- vs. kausiluonteisuusulottuvuutta. Kyseinen tulkinta tuntuu arkipäiväkokemuksenkin mukaan uskottavalta, sillä voimakkaimmin tähän faktoriin vaikuttavat valtiopäivätyössä sen taitekohtiin ajoittuvat kuukaudet. Toukokuu ja kesäkuu liittyvät valtiopäivien kesäloman alkuun. Vastaavasti marraskuu ja joulukuu ovat äänestysten runsauden suhteen poikkeuksellisia. Ennen muuta budjetin käsittely aiheuttaa poikkeuksellisen äänestystulvan.

Halutun typologian konstruoimiseksi edellä esitetyt faktorit palautettiin kahdeksi yhdistetyksi muuttujaksi normaalia faktorien pisteistämismenettelyä soveltaen. Täten jokaiselle kansanedustajalle saatiin määrätyn täsmällinen sijainti kummallakin ulottuvuudella.<sup>1</sup> Typologiaa varten pistemäärämuuttujien katkaisukohdaksi valittiin niille määrätty keskiarvo, joka oli 500.

Esimerkin ja selvyuden vuoksi todettakoon, että ensimmäisen faktorin ('luvaton poissaolo') yhteydessä maksimi-arvoja saavat ne edustajat, joiden poissaoloista suurin osa on sellaisia, joihin ei ole esitetty muodollista lupapyyntöä. Lisäksi tähän pistemäärään vaikuttaa myös se, onko tällainen poissaolo ollut runsaimmillaan juuri esim. budjettiäänestysten aikaan. Ratkaisevaa on kuitenkin nk. luvattomien poissaolojen määrä ja niiden suhde luvallisiin poissaoloihin. Maksimi-arvojen saajia toisella faktorilla ('säännöllinen-kausiluontoinen poissaolo') ei voi ennustaa yhtä tarkasti kuin edellisessä tapauksessa. Yleensä ne, joiden poissaolo on sattunut ennen muuta kevääseen tai joulun tienoeseen, budjettikiireiden aikaan, saavat korkeita arvoja. Tämän lisäksi merkitsevää on myös poissaolojen kaikenkaikkainen runsaus.

Typologian luokkia ei tässä yhteydessä ole haluttu nimetä, ts. kansanedustajille ei ole annettu heidän poissaolonsa luonteen ja määrän mukaista 'tyyppinimeä'. Tällainen menettely olisi tietysti mahdollista, ja se on useimmiten jopa välttämätöntä. Tyyppinimien antaminen edellyttää kuitenkin, että ne muuttujat, joista typologia konstruoidaan, ovat mahdollisimman paljon toisistaan riippumattomia. Jos ne eivät sitä ole, on ehkä viisasta luopua ko. menettelystä, kuten nyt on tehty. Mainittujen kahden faktoripistemuuttujien ristiintaulukointina saatiin seuraava nelikenttäinen poissaolotypologia:

On poissa

enimmäkseen

'Säännöllisesti'

'Kausiluontoisesti'

'Luvatta'

1

2

'Luvalla'

3

4

### Poissaololuokkien yleisluontoinen selventäminen

Poissaolon tilastollisen selittämisen yrittäminen, jota tämän tutkimuksen alkuvaiheissa kokeiltiin, onnistui oikeastaan aika kehnosti. Tämä osoitti, että mitään erikoisen selvää linjaa poissaoloissa ei ollut, ja se ei noudattanut myöskään tiettyä tai tiettyjä kaavoja. Useimmissa tapauksissa saattoi yksinkertaisesti todeta, että poissaolon hajonta kokonaisuutena katsoen oli tutkijan välinein kontrolloimatonta. Tällöin yritettiin selittää pelkkää luokittelematonta poissaolon määrää. Siinä vaiheessa oli kuitenkin mahdollisuus testata eräitä poissaoloon liittyviä oletuksia. Näitä tuloksia on esitetty tuonnempana. Tämän kokeilun jälkeen milteipä ainoaksi jatkomahdollisuudeksi tarjoutui oheinen typologisointi ja sen pohjalla tehtävä suppea luokkien kuvaaminen olemassaolevan kansanedustajia koskevan ja suhteellisen helposti saatavan informaation avulla. Kukin typologian luokka on jaettu kahteen ryhmään: keskimääräistä enemmän ('paljon') ja keskimääräistä vähemmän ('vähän') poissaolleisiin. Rajana käytettiin 30 poissaolon määrää, joka itse asiassa oli hieman korkeampi kuin poissaolon aritmeettinen keskiarvo tässä aineistossa. Puoluekannan mukaan luokitellen keskiarvoiksi saatiin seuraavat arvot:

Puolue:

	Kok	Rkp	Lkp	Kes	Sdp	Tpsl	Skdl	yht.
Poissaolon ka.	35.8	28.1	38.3	23.4	31.7	35.0	24.5	28.9

Kokonaisuutena kansanedustajat jakautuivat typologian luokkiin melko tasaisesti lukuunottamatta luokkaa n:o 2, johon tuli vain 9.9 % tapauksista.

T a u l u k k o 2. Edustajien jakautuminen poissaolotypologian luokkiin

Poissa:		'Säännöllisesti'		'Kausiluontoisesti'	
Poissa:	54 (28.0 %),	joista	19 ( 9.9 %),	joista	
'Luvatta'	40 (74.1 %)	vähän ja	3 (15.8 %)	vähän ja	
	14 (25.9 %)	paljon	16 (84.2 %)	paljon	
	67 (35.0 %),	joista	52 (27.1 %),	joista	
'Luvalla'	65 (97.0 %)	vähän ja	20 (38.1 %)	vähän ja	
	2 ( 3.0 %)	paljon	32 (61.5 %)	paljon	

Yhdistelemällä oheisen taulukon luokkia hieman toisella tavalla, saadaan taulukko n:o 3, jossa 'säännöllinen-kausiluontoinen' ulottuvuus on korvattu 'paljon-vähän' ulottuvuudella:

T a u l u k k o 3: Edustajien jakautuminen poissaolon runsauden ja luvallisuuden mukaan

	Poissa äänestyksistä:				Yht.:	
	Paljon		Vähän			
	lkm	%	lkm	%	lkm	%
'Luvatta'	30	(15.6)	43	(22.4)	73	(37.0)
'Luvalla'	34	(17.7)	85	(44.3)	119	(63.0)
Yht.:	64	(33.3)	128	(66.7)	192	(100.0)

Todettakoon vielä, että jaottelu 'paljon-vähän' on tässä varsin sopimuksenvarainen ilmaus. Jaottelun raja on asetettu 30 äänestykseen, ja poissaolo parista kolmesta budjettia käsittelevästä istunnosta voi viedä rajan paremmalle puolelle. Voisi ehkä sanoa oheisten kahden kokonaisjakautumaa käsittelevän taulukon perusteella, että poissaolo nimenomaan äänestyksistä on vähäisempää kuin yleisesti on totuttu ajattelemaan. Julkisen mielipiteen ja suuren yleisön käsitys kansanedustajien aktiivisuudesta on muovautunut kaiketi sen perusteella, että edustajat osoittavat usein heikonlaista kiinnostusta seurata kollegojensa esiintymistä puhujapöytästä. Tästä syystä istuntojen keskusteluajan näkyvä harventuneista riveistä ei suoralta kädeltä oikeuta tekemään päätelmiä aktiivisuudesta. Kaikenkaikkiaan siis 64 edustajalla (33.3 %) oli enemmän kuin 30 poissaoloa v. 1967 aikana.

### Poissaolon selventäminen taustamuuttujien suhteen

Pääasiallisena jakoperusteena tässä luvussa esiintyvälle tarkastelulle on puoluekanta. Poissaolon jakautumisesta muiden taustatekijöiden suuntaisesti esitetään tietoja vain niissä tapauksissa, jolloin on selvästi nähtävissä että tietyn taustatekijän vaikutus on merkittävä.

tamuuttujan jakautuminen jossain typologialuokassa poikkeaa sen normaalista jakautumisesta koko aineistossa. Poikkeavasti käyttäytyvien taustamuuttujien etsimiseen on tässä käytetty standardisoitua hajonnan mittaa eli variaatiokerrointa ( $s/\bar{x}$ )

T a u l u k k o 4: Edustajien jakautuminen typologialuokkiin puoleryhmittymän mukaan

Puolue-ryhmittymä:	Typologialuokka:								Yht.:	
	'Luvatta säänn.'		'Luvatta kausil.'		'Luvalla säänn.'		'Luvalla kausil.'			
	lkm	%	lkm	%	lkm	%	lkm	%	lkm	%
Oikeisto: <sup>1</sup>	14	(30.4)	5	(10.9)	11	(23.9)	16	(34.8)	46	(100.0)
paljon <sup>2</sup>	6		4		—		9		19	( 41.3)
vähän	8		1		11		7		27	( 58.7)
Kes.:	13	(28.2)	4	( 8.7)	20	(43.5)	9	(19.6)	46	(100.0)
paljon	1		3		1		6		11	( 23.9)
vähän	12		1		19		3		35	( 76.1)
Sdp & Tpsl	15	(25.0)	9	(15.0)	20	(33.3)	16	(26.7)	60	(100.0)
paljon	5		8		—		10		23	( 38.3)
vähän	10		1		20		6		37	( 61.7)
Skdl:	12	(30.0)	1	( 2.5)	16	(40.0)	11	(27.5)	40	(100.0)
paljon	2		1		1		7		11	( 27.5)
vähän	10		—		15		4		29	( 72.5)
Yht.:	54	(28.1)	19	( 9.9)	67	(34.9)	52	(27.1)	192	(100.0)

<sup>1</sup>) Kok, Rkp, Lkp.

<sup>2</sup>) Puoluekohtainen luokkafrekvenssi eriteltynä: 'paljon' = yli 30 poissaoloa, 'vähän' = alle 30 poissaoloa.

Ylläoleva taulukko ei tarvitse runsasta kommentointia, mikä tässä tapauksessa jää lukijan tehtäväksi. Summafrekvensseistä voidaan tehdä se johtopäätös, että vähän poissaolevien ryhmä on suurin keskustapuolueen eduskuntaryhmässä (76.1 %). Siitä ei jää kuin muutaman prosentin jälkeen kansandemokratien eduskuntaryhmä, jossa vähän poissaolevien osuus on 72.5 %. Ryhmäkohtaisesti tarkastellen eniten poissaoloa on oikeistoryhmittymässä, jossa vähän poissaolevia on runsas puolikas (58.7 %) ryhmittymän koko edustajamäärästä. Eräänä yksityiskohtana huomataan, että 'luvatta kausiluontoisesti paljon' luokan edustajissa sdp:n ja tpsl:n yhteisen ryhmän osuus on 50 %. Eniten kunkin taulukossa käytetyn ryhmittymän edustajista on luokassa 'luvalla säännöllisesti vähän'.

Edellä olevissa taulukoissa kansanedustajien poissaoloa on kokonaiskuvan luomiseksi selvitelty varsin yleisluontoisesti. Ristiintaulukointimenetelmällä tämän kokonaiskuvan tarkempi erittely tulisi olemaan hyvin sekavaa ja taulukkopitoista luettavaa, ja se puoluekanta vakioiden koostuisi vuorollaan monen



erillisen taustamuuttujan taulukoinnista poissaololuokituksen kanssa. Tämän seikan välttämiseksi taustamuuttujien joukkoa karsittiin voimakkaasti. Eräiksi sellaisiksi muuttujiksi, joiden kohdalla havaittiin kokonaisaineistossa (so. ennen puoluekohtaista jakoa) selvempää riippuvuutta poissaolon luonteeseen ja määrään, jäivät ikä ja koulutus. Seuraavan taulukon luokituksessa alkuperäinen 'säännöllinen-kausiluontoinen' ulottuvuus on korvattu 'paljon-vähän' täsmennyksellä.

T a u l u k k o 5: Kansanedustajien poissaolo koulutuksen mukaan

Koulutus:	Poissaololuokka:								Yht.:	
	'Luvatta paljon'		'Luvalla paljon'		'Luvalla vähän'		'Luvatta vähän'			
	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.	%	abs.
Vähintään yo-tutk.	24.4	(19)	24.4	(19)	32.0	(25)	19.2	(15)	100.0	(78)
Vähintään keskikoulu	3.9	( 1)	7.7	( 2)	69.2	(18)	19.2	( 5)	100.0	(26)
Vähemmän kuin keskikoulu	11.4	(10)	14.8	(13)	48.7	(42)	25.1	(23)	100.0	(88)

Koulutuksen ja poissaolon runsauden välinen riippuvuus näyttää olevan melko selvää. Sitävastoin koulutuksen ja luvallisen vs. luvattoman poissaolon välinen yhteys jää epäselväksi. Ylioppilastutkinnon tai sitä enemmän opintotaneiden kansanedustajien ryhmässä lähes puolet (48.8 %) on poissa äänestyksestä keskimääräistä enemmän. Vähintään keskikoulututkinnon mutta vähemmän kuin ylioppilastutkinnon suorittaneissa vastaava arvo on 11.5 % ja vähemmän kuin keskikoulun käyneissä 26.2 %.

Kun kyseistä poissaolotypologiaa tarkastellaan iän suhteen, havaitaan ennen muuta se odotettukin seikka, että yli 62-vuotiaiden ryhmässä vähän poissaolevien ryhmä on pienin (48 %). Johdonmukaisesti tämä vähän poissaolevien ryhmä kasvaa, mitä nuorempaan ikäluokkaan siirrytään: 52—61 -vuotiailla 67 %, 42—51 -vuotiailla 70 % ja alle 41-vuotiailla 72 %. 'Luvatta paljon' ryhmässä ei voida tehdä mitään selvää iän mukaista johtopäätöstä. Sitävastoin on selvästi nähtävissä, että luvalla paljon poissaolevien ryhmä kasvaa iän kasvaessa. Tämä piirre voidaan oletettavasti laskea esim. valtiopäiväkiireiden, vanhuuden sinänsä, tms. tekijöiden tiliin. Mielenkiintoista on kuitenkin havaita, että luvattomien poissaolojen runsaus ei ole iästä selvästi riippuvaista. Iäkkäät edustajat, päinvastoin kuin usein oletetaan, ovat tässä mielessä samantapaisia nuorempien edustajakollegojensa kanssa. Alle 41-vuotiaiden ryhmässä kyseinen luvatta paljon poissaolevien ryhmä oli 17 % ja vastaava arvo yli 62-vuotiaiden ryhmässä



oli 22 %. Valtiopäiväkokemus, mikä korreloi voimakkaasti ( $r = .55$ ) tietysti edellä käsiteltyyn ikään, ei näytä myöskään olevan yhteydessä poissaoloon. Ensimmäistä kertaa eduskunnassa olevat eivät juuri poikkea vanhemmista. Sukupuolen välillä on sitävastoin havaittavissa pientä eroa. Paljon poissaolevien ryhmä naisten keskuudessa on runsaat 7 % pienempi kuin miehillä (naiset 27.3 %, miehet 34.6 %). Poissaolon luvallisuuteen tai luvattomuuteen sukupuolen vaikutus ei kuitenkaan näytä ulottuvan.

Valiokuntaosallistumisen yhteys poissaoloon tuntuu ensinäkemältä odottamatomalta. Tasan puolet niistä, jotka eivät ole minkään valiokunnan jäsenenä, kuuluvat paljon poissaolevien ryhmään. On kuitenkin todettava, että vapautuminen valiokuntatehtävistä on useimmiten muiden eduskuntakiireiden tai jonkun pysyvän esteen olemassaolon sanelema. Näin ollen ei siis kannata kysyä ja ihmetellä, miksi valiokunnista poissaolevat ovat pois runsaasti myös eduskunnan äänestysistä.

Se seikka, että taustamuuttujien avulla ei päästä kovin hyvin nk. tilastolliseen selittämiseen koko aineiston tasolla, voi tässä tapauksessa osoittaa ainakin kahteen tulkintaan. Toisaalta voisi tehdä johtopäätöksen, että poissaolo on jakautunut niin epäsystemaattisesti ja kontrolloimattomasti, että sitä yksinkertaisesti ei voida palauttaa mihinkään selitysmalliin. Toisaalta voidaan ajatella, että kokonaisuaineiston sisällä on voimakkaasti differentioituneita ryhmiä, joissa käyttäytyminen määräytyy täysin eri tavoin. Tässä tapauksessa yksilöominaisuuksilla selittäminen käy hedelmättömäksi koko aineiston tasolla, ja järkeväksi keinoksi jatkaa analyysia tulee ryhmäkohtainen tutkimus. Kansanedustajiston tutkimuksessa tämä viimeksi mainittu tie on itsestään lankeava jatkomahdollisuus. Voidaan näet perustellusti olettaa ja olemassaolevan tutkimuksen mukaan jo tiedetäänkin, että kansanedustajien toiminnassa varsin määrävänä tekijänä on nimenomaan se ryhmä, johon kukin edustaja kuuluu.<sup>2</sup> Kuuluminen johonkin eduskuntaryhmään, 'ryhmäilmasto' määrää käyttäytymistä usein enemmän kuin yksilön omat ominaisuudet. Ryhmäilmastojen systemaattista selvittämistä ja sen seikan tutkimista, mikä täsmällinen merkitys näillä ilmastoilla on ryhmän jäsenten käyttäytymiseen, ei tässä tutkimuksessa tehdä. Seuraavassa on tarkoitus pikemminkin esimerkinomaisesti tehdä pientä jatkoanalyysia, jossa eri ryhmien vaikutusta jäseniinsä on eksplikoitu. Saatavia teoreettisia hypoteeseja pyritään testaamaan yksinkertaisten kolmen muuttujan kausaalimallien avulla. Samalla pyritään lopuksi kokonaisvaltaisemmin erittelemään poissaoloa usean taustamuuttujan samanaikaisella tarkastelulla ja vertaamaan ryhmäkohtaisesti poissaolon tilastollista selittymistä.

Ryhmäilmastojen vaikutuksen postuloimiseksi ja esitettävien melko ylimalikaisten hypoteesien teoreettisen perustelun lähtökohtana käytetään Erik Alldrin esittämää typologiaa, jonka ulottuvuuksina ovat työnjako ja yhdenmukaistava paine.<sup>3</sup> Analysoitavat puolue ryhmät pyritään asettamaan kyseiseen typologiaan, jonka mainitut perusulottuvuudet on yritetty määrittää ja

operationalisoida Allardtin esittämien viitteiden mukaisesti. Tämän konstruktion avulla pyritään täsmentämään eräiden edellä jo alustavasti esitettyjen muuttujien vaikutusta ja saamaan selville niiden mahdollisesti erilaiset vaikutusmekanismit eri puolueoryhmissä. Kun ja jos esitettävä konstruktio on hyväksyttävissä, voidaan esittää tässä tapauksessa iän ja koulutuksen erilainen vaikutus poissaoloon työnjaon ja yhdenmukaistavan paineen suhteen erilaisissa puolueilmastoissa. Tätä teoreettisesti erilaista iän ja koulutuksen vaikutusta poissaoloon testataan empiirisesti Alkerin esittämän menettelyn tapaan, yksinkertaisina kolmen muuttujan kausaalimalleina.

Typologian ulottuvuuksista yhdenmukaistava paine on tässä operationalisoitu yksinkertaisesti Pekka Nyholmin eduskuntaryhmien koheesiota käsittelevän tutkimuksen tulosten perusteella. Suuren koheesion katsotaan merkitsevän myös suurta yhdenmukaistavaa painetta. Nyholmin mukaan voimakas koheesio vv. 1948—1951 välisenä ajanjaksona vallitsi skdl:n ryhmässä ja se heikkenee ideologisen perusjärjestyksen mukaan oikealle siirryttäessä. Kuitenkin sillä poikkeuksella, että nykyisen keskustapuolueen sama koheesioindeksin arvo on toiseksi suurin, sdp:n kolmanneksi ja jäljelle jäävässä oikeistoryhmässä se on näitä selvästi pienempi.<sup>4</sup> Allardt toteaa lisäksi, että voimakkaan yhdenmukaistavan paineen yksi edellytys on se, että sosiaaliset normit ovat spesifisiä ja sanktioituja.<sup>5</sup> Poissaolon suhteen tämä vaatimus pätee nimenomaan sdp:n ja skdl:n eduskuntaryhmien kohdalla joiden ryhmäsäännöissä on nimenomaiset täsmälliset maininnat äänestyksiin osallistumisen velvollisuudesta. Muiden puolueiden eduskuntaryhmissä ei tällaista täsmällistä erityissääntöä ole. Sitä vastaa 'kirjoittamattomana lakina', kuten oikeiston ryhmäsihteereiden haastatteluista kävi selville, moraalinen velvollisuuden täyttämisen korostus.

Työnjako on totuttu määrittelemään tavallisesti 'vaihto' käsitteen avulla. Mitä suurempi on vaihdon välineiden määrä, sitä suurempi työnjako.<sup>6</sup> Voisi myös sanoa, mitä samanlaisempi tai samankaltaisempi ryhmä on jäsentensä ominaisuuksien suhteen, sitä pienempi työnjako siinä todennäköisesti vallitsee. Toistensa kaltaisten jäsenten toisilleen tarjoama vaihto on näet välttämättä niukkaa. Tästä näkökohdasta lähtien työnjako on operationalisoitu neljän yksilöominaisuuden hajonnan suuruuden mukaan kussakin analysoitavassa ryhmässä. Tässä mielessä on laskettu sukupuolen, iän, koulutuksen ja valtiopäiväkokemuksen standardisoitu hajonta kussakin eduskuntaryhmässä. Mitä pienempi näiden neljän ominaisuuden hajonta on, sitä samankaltaisempi ryhmä on näiden ominaisuuksien suhteen. Vastaavasti suuri näiden ominaisuuksien hajonta osoittaa erilaisuuden vallitsemista ryhmässä, mikä taas edellisen mukaan täytyy olla runsaan vaihdon ja siitä syystä suuren työnjaon olemassaolon edellytys. Työnjaon operatiivisena vastineena käytetään siis mitattavaa käsitettä 'erilaisuus — samanlaisuus'. Seuraavassa on esitetty kunkin puolueen saamat variaatiokertoimet ( $V = s/\bar{x}$ ) ominaisuuksittain. Puolueet ovat kertoimiensa suuruuden mukaisessa järjestyksessä.

T a u l u k k o 6: Puolueiden variaatiokertoimet sukupuolen, iän, valtiopäiväkokemuksen ja koulutuksen mukaan

Sukupuoli:		Ikä:		Valtiopäiväkok.:		Koulutus:	
1. lkp	.37	1. lkp	.24	1. lkp	1.11	1. kok	.63
2. kok	.34	2. rkp	.22	2. sdp	1.03	2. sdp	.50
3. sdp	.33	3. skdl	.19	3. rkp	.99	3. rkp	.49
4. skdl	.32	4. sdp	.17	4. tpsl	.82	4. kes	.46
5. tpsl	.31	5. kok	.16	5. skdl	.79	5. skdl	.33
6. kes	.28	6. tpsl	.16	6. kok	.79	6. tpsl	.33
7. rkp	.00	7. kes	.15	7. kes	.73	7. lkp	.30

Kun kullekin puolueelle annetaan pisteitä kunkin ominaisuuden kohdalla saamansa sijaluvun verran, saadaan yhteispistemääräksi: lkp 10, sdp 11, kokoomus 14, rkp 15, skdl 17, tpsl 21 ja keskustapuolue 24. Vaikka tämä pistelaskumenettely on varsin karkea, se kuitenkin antaa selvän järjestyksen etsityllä 'samankaltaisuus — erilaisuus' ulottuvuudella. Laskumenettelyn mukaan voidaan siis sanoa, että eniten erilaisuutta teoreettista työnjaon edellytystä esiintyy liberaalisen kansanpuolueen ryhmässä ja selvästi vähiten sitä on keskustapuolueen ryhmässä, joka siis jäsentensä kokoomuksen mukaan on ryhmistä 'samankaltaisin', homogeenisin. Pienen työnjaon yhteisöiksi tulevat tässä skdl, tpsl ja keskustapuolue. Vastaavasti suuren työnjaon yhteisöjä ovat lkp, sdp, kokoomus ja rkp. Jatkoanalyysiin valitaan kokoomus ja sdp sekä keskustapuolue ja skdl. Kun puolueet asetetaan mainittuun Allardtin nelikenttään, saadaan seuraava asetelma:

		Työnjako:	
		suuri	pieni
suuri	sdp	kes, skdl, tpsl	
Yhdenmukaistava paine:	lkp, rkp kokoomus		
pieni			

Suuri työnjako edellyttää siis erilaisuutta. Erilaisuus jo määritelmänsäkin mukaan tuo tehokkaamman eri intressiryhmien (tässä: sukupuoli-, koulutus-, ikä- ja valtiopäiväkokemusryhmien) jakautumisen myötä ryhmän sisään ristipainetta ('crisscrossing cleavages'), jotka tuottavat 'empatiata', suurempaa joustavuutta ymmärtää muita ryhmän jäseniä. Jos normi, kirjoitettu tai kirjoittamaton, vaatii suurta osallistumista, sitä sovelletaan käytäntöön eri tavoin yhdenmukaistavan paineen suhteen erilaisissa ryhmissä. Näin ollen voidaan formuloida yleinen väittäjä: 'Mitä suurempi yhdenmukaistava paine ja pienempi työnjako, sitä voimakkaampi (mekaaninen) solidaarisuus ja sitä tehokkaammin ja johdonmu-



kaisemmin ryhmänormien soveltamista valvotaan ja noudatetaan'. Tästä varsin yleisestä väittämästä saadaan ainakin kaksi tällä aineistolla testattavaa hypoteesia. 'Suuren yhdenmukaistavan paineen ja pienen työnjaon ryhmissä (kes, skdl) poissaolo on vähäisempää ('tehokkaammin noudatetaan...') kuin sdp:n ja kokoomuksen ryhmissä' ja toiseksi 'Keskustapuolueen ja skdl:n ryhmissä poissaolo määräytyy suuremmassa määrin ennustettavalla tavalla ('... johdonmukaisemmin noudatetaan...') kuin sdp:n ja kokoomuksen ryhmissä'. Ensimmäistä hypoteesia voi tässä pitää paremminkin jo perusteluna ja selityksenä s. 34 esitetyille tulokselle, josta käy ilmi juuri, että keskustapuolueen ja skdl:n keskimääräiset poissaolofrekvenssit ovat pienimmät havaitut (keskiarvot ovat kes 23.4 ja skdl 24.5 poissaoloa). Toisen hypoteesin testi annetaan hieman myöhemmin, jolloin lyhyesti tarkastellaan eri puolueiden regressioselityksen onnistumista. Äsken esitetystä väittämästä voisi johtaa eräitä hypoteeseja myös poissaolon luvallisuuden/luvattomuuden esiintymisestä. Tämä ei kuitenkaan jälkikäteen ole enää järkevää, koska aikaisemmin jo todettiin, että tässä mielessä ei esiinny oleellista puoluekohtaista vaihtelua (ks. s. 37).

Ryhmän 'erilaisuus' määritettiin siinä toimivien eri 'intressiryhmien' (sukupuoli-, ikä-, koulutus-, valtiopäiväkokemusryhmät) ja monipuolisuuden edustavuuden mukaan. Nyt voidaan kysyä, miten edellä mainittu ryhmäominaisuus kombinoituna toiseen ryhmäominaisuuteen, yhdenmukaistavaan paineeseen, voi olla yhteydessä poissaoloon. Onko teoreettisesti perusteltua olettaa, että esim. koulutus ja ikä ovat eri tavoin riippuvuussuhteessa poissaoloon äsken esitetyn typologian eri ruuduissa esiintyvissä eduskuntaryhmissä? Esitettyjen perustelujen nojalla voidaan asettaa ensimmäistä väittämää täsmenittävä väittämä: 'Mitä suurempi työnjako ja pienempi yhdenmukaistava paine, sitä vähemmän vaaditaan yhdenmukaista käyttäytymistä ja sitä enemmän yksilöominaisuuksilla on itsenäistä vaikutusta käyttäytymiseen. Vastaavasti päinvastaisessa tapauksessa, missä ryhmän jäseniä luonnehti 'samankaltaisuus', yksilöominaisuuksien vaikutusta ei vahvan 'ryhmäilmaston' vuoksi ole siinä määrin nähtävissä'.

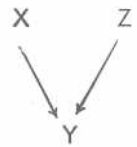
Kun yksilöominaisuuksiksi tähän väittämään asetetaan koulutus ja ikä ja käyttäytyminen ymmärretään tietysti äänestyksiin osallistumiseksi, voidaan tutkimusta johtavaksi hypoteesiksi saada perusteltu olettamus: 'Kokoomuksen ja sdp:n eduskuntaryhmissä koulutuksella ja iällä on poissaoloon riippuvuusuhde, jota keskustapuolueen ja skdl:n ryhmissä ei esiinny tai jos esiintyy, se on selvästi heikompi kuin edellä mainituissa ryhmissä'. Tämän olettamuksen paikkansapitävyys pyritään seuraavassa ainakin summittaisesti selvittämään. Samalla yritetään tarpeen mukaan täydentää kunkin puolueen kohdalla ensin koulutuksen ja sitten iän suhteen niiden vaikutusta poissaoloon mahdollisesti välittävät tekijät. Korostettakoon vielä, että selittävä poissaolomuuttuja ei ole alkuosassa käytetyn typologian toinen tai toinen faktoripistemuuttuja. Tässä yhteydessä käytetään alkuperäistä raakapistemuuttujaa, joka saa arvoja nolasta sataan. Kun-

kin edustajan kohdalla hänen saamansa arvo on yksittäisten poissaolojen summa v. 1967 valtiopäivillä.

Kolmantena muuttujana tarkasteltaessa koulutuksen ja iän yhteyksiä poissaoloon käytetään kiireindeksiä. Tämä indeksi saa arvoja nolasta yhdeksään. Tämä raakapistemuuttuja on konstruoitu siten, että valiokunnan ja samoin valtiolenemmistöisen yrityksen hallintoneuvoston tai johtokunnan jäsenyys antaa yhden pisteen, varapuheenjohtajuus kaksi ja puheenjohtajuus kolme pistettä sekä ministerinä oleminen neljä pistettä. Pistemäärän nousemista yli yhdeksän, mikä on sallittu maksimiraja, ei ole huomioitu. Kyseisen muuttujan tarkoitus on näin ollen mitata ainoastaan varsin suppeata kansanedustajien kiireiden aluetta. Tällä menettelyllä on haluttu saada sellainen indikaattori, jonka vaikutusta poissaoloon on normaalin etiikan mukaan pidettävä legitimiinä ja automaattisesti perusteltuna. Korkean arvon saaminen tällä indeksillä voidaan ymmärtää jo ikäänkuin 'fyysiseksi esteeksi' aktiiviseen osallistumiseen äänestyksiin. Kiire on näin ollen se tekijä, jolla oletetaan olevan relevantti itsenäinen yhteys poissaoloon ja toisaalta myös sekä koulutukseen että ikään, ja sitä ei enää voida pitää samalla tavoin 'yksilöominaisuutena' kuin mainittuja koulutusta ja ikää.

Edellä lausutussa hypoteesissa oletettiin, että kokoomuksen ja sdp:n toisin kuin keskustapuolueen ja skdl:n ryhmissä koulutuksella ja iällä on itsenäiset vaikutukset poissaoloon. Hypoteesia voidaan tässä koetella ottamalla vuorollaan ikä ( $X_1$ ) ja koulutus (X) kiireen (Z) ja poissaolon (Y) kanssa yksinkertaisiin kolmen muuttujan kausaalimalleihin. Alkeriin nojautuen<sup>7</sup> tämän seikan yksinkertaisena testinä pidetään riippumattomien muuttujien keskenään korreloimattomuutta:  $r_{xz} = 0$ , edellyttäen että  $r_{zy} \neq 0$  ja  $r_{zy} \neq 0$ , ja toisaalta iän suhteen:  $r_{x_1z} = 0$  edellyttäen että  $r_{x_1y} \neq 0$  ja  $r_{zy} \neq 0$ .

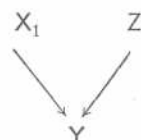
Malli 1: 'Koulutus (X) — kiire (Z) — poissaolo (Y)',



	Ehdot:		Hypoteesi:	Tulos:
	$r_{xy} \neq 0$	$r_{zy} \neq 0$	$r_{xz} = 0 / \neq 0$	$r_{xz}$
Kokoomus	.09	-.05	0	-.03
Sdp	.15	.33	0	-.11
Kes	.33	.67	$\neq 0$	.30
Skdl	.10	.23	$\neq 0$	.30

Koska edellä esitetyn mallin tapaisessa asetelmassa on oletettava, että mallin ulkopuolisilla tekijöillä ei ole kausaalista vaikutusta malliin sisältyviin tekijöihin, saatavaa tulosta ei missään tapauksessa voi pitää kovin lopullisena. Tässä

mielessä voi alustavasti todeta, että esitetty hypoteesi pitää selvimmin paikkansa keskustapuolueen ja skdl:n kohdalla. Testin mukaan näissä ryhmissä poissaolo lisääntyy koulutustason ja kiireen lisääntyessä. Koska kuitenkin myös kiire korreloi positiivisesti koulutuksen kanssa, hypoteesi koulutuksen epäitsenäisestä vaikutuksesta voidaan tässä vaiheessa hyväksyä. Tämä ei tietysti ole vielä lopullinen tulos jos halutaan selvittää substantiaalisesti täsmällisemmin koulutuksen merkitystä. Tällainen edellyttäisi vastaavasti myös täsmällisempää hypoteesin asettelua kuin mitä nyt on haluttu tehdä. Kokoomuksen kohdalla asetettu hypoteesi voidaan myös alustavasti hyväksyä. Kuitenkin on todettava, että kokoomuksen mallissa ehdot  $r_{xy} \neq 0$  ja  $r_{zy} \neq 0$  täyttyvät vain kyseenalaisesti. Sdp:n osalta tulos on mielenkiintoinen. Se osoittaa ensin sen, että poissaolo lisääntyy, kuten muissakin ryhmissä, koulutuksen ja kiireen myötä, mutta samalla koulutus ja kiire korreloivat negatiivisesti, korkeampi koulutus liittyy vähäisempään kiireeseen. Tämä osoittaa selvästi mallin epätäydellisyyden ja jonkun ulkopuolisen yhteisen tekijän vaikutuksen tähän malliin. Voidaankin vain todeta tässä yhteydessä, että useamman kuin kolmen muuttujan mallit todennäköisesti antaisivat lopullisempia tuloksia.

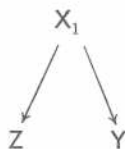
 Malli 2: 'ikä ( $X_1$ ) — kiire (Z) — poissaolo (Y)',


	Ehdot: $r_{x_1y} \neq 0$	$r_{zy} \neq 0$	Hypoteesi: $r_{x_1z} = 0 / \neq 0$	Tulos: $r_{x_1z}$
Kokoomus	.31	-.05	0	-.19
Sdp	.04	.33	0	.43
Kes	-.09	.67	$\neq 0$	-.02
Skdl	.27	.23	$\neq 0$	.11

Oheisen mallin ehdot täyttyvät ainoastaan skdl:n kohdalla. Tältä osin hypoteesi pitää paikkansa, joskaan .11 korrelaatio iän ja kiireen välillä ei ole kovin vahva osoitus siitä, että iällä ei olisi jossain määrin myös itsenäistä, kiireestä riippumatonta vaikutusta poissaoloon. Muiden puolueiden osalta on todettava, että oheisen mallin hypoteesia ja tulosta vertaamalla ei päästä mihinkään tulokseen. Korrelaatiokertoimista voi päätellä, että kokoomuksen ryhmässä vanhemmat edustajat ovat selvästi enemmän pois kuin nuoret, jotka samalla taas ovat vanhempia selvästi kiireisempiä. Näin ollen kiireellä ei kokoomuksen ryhmässä ole vaikutusta poissaoloon ( $r = -.05$ ). Vastaavasti tullaan nyt toista tietä siihen tulokseen, että iällä on itsenäinen poissaoloa lisäävä vaikutus. Voidaan siis sanoa, että iällä kokoomuksen ryhmässä on kaksinkertainen vaikutus tässä kol-



men muuttujan asetelmassa. Toisaalta se vähentää kiirettä ja toisaalta lisää poissaoloa. Lähinnä oikea kolmen muuttujan malli on näin ollen:



Tässä mallissa, jos se hyväksytään, pitää olla voimassa  $r_{zy} = r_{x_1z} r_{x_1y}$ . Tulokseksi saadaan  $r_{zy} (-.05) = r_{x_1z} r_{x_1y} (-.06)$ , joten muodollisestikin tämä malli hyväksytään.

Sdp:n kohdalla tilanne on miltei päinvastainen kuin kokoomuksen ryhmässä. Kiireellä on selvä yhteys poissaolon runsauteen, jota taas iällä ei lainkaan ole. Vastaavasti ikä korreloi kiireeseen siten, että vanhat edustajat näyttävät olevan kiireisimpiä. Kolmen muuttujan avulla ei kuitenkaan sdp:n tilannetta voida selvittää, koska nähtävästi tyyppi 'nuori — paljon poissa' on kuitenkin varsin yleinen ko. ryhmässä. Tästä syystä 'nuoret — ei kiireiset — paljon poissaolevat' ja 'vanhat — kiireiset — vähän poissaolevat' painottavat iän ja poissaolon välisen lineaarisen yhteyden mitan, korrelaatiokertoimen miltei nolaksi. Joka tapauksessa voidaan sanoa, että sdp:n ryhmässä, päinvastoin kuin hypoteesissa todettiin, iällä ei siis ole suoraviivaista vaikutusta poissaoloon.

Keskustapuolueen ryhmässä iällä on suhteellisen heikko yhteys poissaoloon ( $r = -.09$ ). Korrelaatio on päinvastoin kuin missään muussa ryhmässä negatiivinen, joka kertoo, että ko. eduskuntaryhmän nuoremmat jäsenet ovat enemmän pois kuin vanhemmat. Kiireen korrelaatio poissaoloon on erittäin voimakas ( $r = .67$ ), mutta vastaavasti kiireen ja iän korrelaatio on nollan luokkaa ( $r = -.02$ ). Tämä osoittaa, että kiireen vaikutus näyttää olevan tässä kolmen muuttujan asetelmassa täysin dominoiva. Koska iän ja kiireen korrelaatio on nolla, voidaan tässä tapauksessa pääsääntönä pitää, että ryhmän kaikissa ikäluokissa kiireisyys määrää eniten poissaoloa. Näin ollen iän implisiittistä vaikutusta poissaoloon ei esiinny siinä määrin kuin esim. sdp:n ryhmässä. Päätelemäksi iän suhteen jää, että sillä ei tässä kolmen muuttujan asetelmassa ole kuin varsin vähäinen itsenäinen merkitys. Näin ollen hypoteesia, että keskustapuolueen ryhmässä iällä ei ole itsenäistä vaikutusta, voi karkeasti ottaen pitää oikeansuuntaisena. Edellä olevaa taulukon muodossa esitettyä mallia voidaan tässä tapauksessa pitää liiksi yksinkertaistavana.

Lopullisen kokonaiskuvan saamiseksi poissaoloon vaikuttavista tekijöistä oleellisimmat taustamuuttujat on käsitelty regressioanalyysillä. Taulukossa ei lyhykäisyyden vuoksi ole esitetty varsinaisia regressiokertoimia, vaan ainoastaan nk. betakertoimet, jotka osoittavat asianomaisen muuttujan suhteellisen merkityksen kunkin regressioyhtälön puitteissa. Seuraavan regressioanalyysin tulkintaa haittaa hieman se, että siinä ei ole mukana edellä käsiteltyä kiireindeksiä.

T a u l u k k o 7: Poissaolon regressioselitys.

	Ikä	Suku- puoli	Valtiop. kokemus	Koulu- tus	Helsinki- läisyys	Valiok. lukum.	Valtio- enemm. yrit. johtok. jäs.	R <sup>2</sup> , %
Kok	.56	.39	-.16	-.05	.27	-.18	.05	29.5
Sdp	.02	-.03	-.00	-.00	.35	-.11	.29	25.5
Kes	-.09	.17	.10	-.09	.43	-.08	.25	48.8
Skdl	.14	.19	.11	-.12	.21	-.28	.39	51.7

Yksittäisistä muuttujista, joita ei ole edellä käsitelty, helsinkiläisyyden poissaoloa lisäävä vaikutus on erittäin selvä kaikissa käsiteltävissä eduskuntaryhmissä. Keskustapuolueen ja sdp:n ryhmissä se on lisäksi tehokkain poissaolon selittäjä. Vastaavasti havaitaan, että miehet ovat säännöllisesti naisia enemmän poissaäänestyksistä. Poikkeuksena on kuitenkin sdp, jossa tällaista riippuvuutta ei ole nähtävissä. Aikaisemmin jo esitetty tulos (s. 38) valiokuntaosallistumisen ja äänestyksiin osallistumisen negatiivisesta korrelaatiosta näkyy olevan voimassa jokaisessa ryhmässä. Ne, jotka osallistuvat vähän valiokuntatyöskentelyyn, osallistuvat pääsääntöisesti muita vähemmän myös äänestyksiin.

Sivulla 41 esitettiin perusteltu hypoteesi, että voimakkaan yhdenmukaistavan paineen ja pienen työnjaon ryhmissä, yksilöiden käyttäytyminen (so. poissaolo) määräytyy voimakkaan 'ryhmäilmaston' vuoksi selvemmin ennustettavalla tavalla. Jos hyväksytään se, että jonkin käyttäytymispiirteen tilastollisen selityksen onnistuminen on ennustettavuuden kriteeri, kyseinen hypoteesi voidaan hyväksyä. Taulukosta nähdään, että paras tilastollinen selitys on saatu skdl:n ryhmän poissaololle, minkä hajonnasta selittyy tilastollisesti 51.7 % (R<sup>2</sup>, %). Vastaavasti heikoimmin on käytetyillä muuttujilla onnistuttu sdp:n ryhmässä. Perustellusti voidaan näin ollen väittää, että kokoomuksen ja sdp:n ryhmissä verrattuna keskustapuolueen ja skdl:n ryhmiin, poissaolo äänestyksistä on varsin sattumanvaraisesti ja epäselvästikin jakaantunut. Ennen muuta tämä sattumanvaraisuus pätee sdp:n kohdalla. Siinä nelikentässä, josta hypoteesien asettaminen tehtiin, sdp kuului suuren yhdenmukaistavan paineen ja suuren työnjaon ruutuun. Jos edelleenkin luotetaan regressioselityksen merkitykseen, voisi sen nojalla siirtää sdp:n pienen yhdenmukaistavan paineen ja suuren työnjaon ruutuun. Perusteluna on juuri käyttäytymistä yhdenmukaistavan 'ryhmäilmaston' puuttuminen. Sanottakoon kuitenkin, että tässä ei ole unohdettu sitä, että äänestyksiin osallistumisen johdonmukaisuutta ei voida pitää ryhmäilmaston voimakkuuden tai sen puuttumisen ainoana indikaattorina.

## KIRJALLISUUSVIITTEET

<sup>1</sup> Ne henkilöt, jotka kaipaavat tarkempia tietoja yksityisistä kansanedustajista ja heidän »poissaolo-arvoistaan», voivat kääntyä allekirjoittaneen puoleen.

<sup>2</sup> Ks. Nyholm, Pekka: Suomen eduskuntaryhmien koheesio. Helsinki 1961.

<sup>3</sup> Allardt, Erik: A Theory on Solidarity and Legitimacy Conflicts. E. Allardt—Y. Littunen (toim.): Cleavages, Ideologies and Party Systems. Turku 1964, s. 78—96.

<sup>4</sup> Ks. Nyholm, Pekka, mt., s. 42.

<sup>5</sup> Allardt, Erik, mt., s. 82.

<sup>6</sup> Allardt, Erik, mt., s. 82.

<sup>7</sup> Alker, Hayward R.: Mathematics and Politics. New York 1965, s. 122.