



RAPPORT

2018/05

KILE-funksjoner for husholdninger bygget på erfaringer med lange avbrudd

Magnus Aagaard Skeie, Berit Tennbakk og Haakon Vennemo

VISTA ANALYSE AS



For NVE

Dokumentdetaljer

Vista Analyse AS	Rapport nummer 2018/05
Rapporttittel	KILE-funksjoner for husholdninger bygget på erfaringer med lange avbrudd
ISBN	978-82-8126-358-1
Forfatter	Magnus Aagaard Skeie, Berit Tennbakk og Haakon Vennemo
Dato for ferdigstilling	20.08.2018
Prosjektleder	Haakon Vennemo
Kvalitetssikrere	John Magne Skjelvik
Oppdragsgiver	For NVE
Tilgjengelighet	Offentlig
Publisert	www.vista-analyse.no
Nøkkelord	Avbrudd, betalingsvillighet, nett

Forord

Utredningen og undersøkelsen Nye KILE-funksjoner for husholdninger bygget på erfaringer med lange avbrudd er gjennomført i perioden september 2017 til februar 2018. Utredningen følger opp en tidligere undersøkelse rettet mot et representativt tverrsnitt av alle husholdninger.

Utredningen er gjennomført av Vista Analyse og Thema Consulting Group, ved Magnus Aagaard Skeie, Berit Tennbakk og Haakon Vennemo. Steinar Strøm har bidratt til utarbeidelsen av seleksjonsmodellen i avsnitt 4.2. Vi har fått god hjelp av professor Margrethe Aanesen ved Universitetet i Tromsø og professor Magnus Söderberg ved Syddansk Universitet. Takk også til referansegruppen ledet av Silje Cathrine Syvertsen og til Ole Fredrik Ugland i Kantar TNS - Norsk Gallup, og respondentene som tok seg tid til å svare på spørreundersøkelsen.

Denne rapporten ble opprinnelig offentliggjort 16. februar 2018. Sommeren 2018 ble det klart at det var noen unøyaktigheter i våre beregninger av KILE sammenliknet med forskriften og praksis i programmet Fasit. Den foreliggende rapporten har korrigert disse unøyaktighetene, og erstatter den tidligere versjonen.

Haakon Vennemo

Prosjektleder

Vista Analyse AS

Innhold

Forord	1
Sammendrag og konklusjoner	7
1. Innledning	13
2. Verdsettingsundersøkelsen	15
2.1 Endringer fra hovedundersøkelsen	15
3. Resultater fra spørreundersøkelsen.....	18
3.1 Utvalg og svarprosent.....	18
3.2 Protestsvar	19
3.3 Ekstreme observasjoner	21
3.4 Representativitet og vekting	25
3.5 Samvariasjon mellom oppgitt betalingsvillighet og respondentkarakteristikk 27	
3.6 Endelige resultater for gjennomsnittlig betalingsvillighet	31
4. Test av forskjeller i betalingsvillighet mellom hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen	32
4.1 Statistiske tester	33
4.2 Seleksjonsmodell.....	34
5. KILE-funksjon for husholdninger basert på husholdninger som har opplevd lange avbrudd.....	37
5.1 Dagens kostnadsfunksjon er utgangspunktet.....	37
5.2 Korreksjon for klokkeslett.....	38
5.3 Korreksjon for dag	38
5.4 Korreksjon for måned.....	39
5.5 Betalingsvillighet per standard effektenhet.....	41
5.6 Varslet avbrudd er mindre ubekvemt	44
5.7 Kostnadsfunksjoner regnet per kWh	45
5.8 Samlet vurdering og anbefaling	47
6. Husholdningenes tilpasninger ved lange avbrudd	54
7. Opplevde ulemper ved lange avbrudd og betalingsvillighet, betinget på beliggenhet og geografisk avbruddsomfang	57

Vedlegg A.....	63
-----------------------	-----------

Referanser	67
-------------------------	-----------

Tabeller:

Tabell S.1 Husholdninger som har opplevd lange avbrudd sin betalingsvillighet for å unngå avbrudd på ulike tidspunkt og av ulik varighet. Tilleggsundersøkelsen.....	8
--	---

Tabell S.2 Funksjonen $k_{P,ref}$ vist for ulike intervaller for varighet på avbruddet. Tilleggsundersøkelsen.....	9
--	---

Tabell 3.1 Svarprosent.....	18
-----------------------------	----

Tabell 3.2 Andel nullsvar i hvert scenario.....	20
---	----

Tabell 3.3 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar uten å ta ut ekstreme observasjoner	22
---	----

Tabell 3.4 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3	23
--	----

Tabell 3.5 Oppgitt betalingsvillighet utenfor betalingsskalaens rekkevidde for én respondent som oppgir ekstrem betalingsvillighet, men ikke rammes av protest- eller beslutningsregler	23
---	----

Tabell 3.6 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3, uten én respondent med ekstremobservasjoner av betalingsvillighet	23
---	----

Tabell 3.7 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3, uten å utelukke varslede avbrudd	24
--	----

Tabell 3.8 Andeler i endelig utvalg og befolkning etter kjønn og aldersgruppe	25
---	----

Tabell 3.9 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3, vektet for utvalgsskjevhet.....	27
---	----

Tabell 3.10 Beskrivende statistikk for bakgrunnsvariabler i endelig utvalg	27
--	----

Tabell 3.11 Regresjonsresultater, betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar	29
--	----

Tabell 3.12 Regresjonsresultater med redusert modell, betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar.....	30
---	----

Tabell 3.13 Endelige anslag for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd	31
--	----

Tabell 4.1 Endelige anslag for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd i hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen, i kroner.....	32
--	----

Tabell 4.2 Prosentvis forskjell i endelige anslag for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd i tilleggsundersøkelsen, med hovedundersøkelsens estimater som base (100%) 32

Tabell 4.3 P-verdier for tester av nullhypotese om lik gjennomsnittlig betalingsvillighet (t-test) og lik fordeling av betalingsvillighet (ikke-parametrisk test) for å unngå avbruddsscenarier mellom hoved- og tilleggsutvalget.33

Tabell 5.1 $f_{K,h}$ i tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon38

Tabell 5.2 $f_{K,d}$ basert på tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon 39

Tabell 5.3 $f_{K,m}$ basert på tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon 40

Tabell 5.4 Anslått betalingsvillighet for å unngå avbrudd i kr per kW knyttet til referansetidspunktet – $k_{P,ref}$ basert på tilleggsundersøkelsen41

Tabell 5.5 Ny $k_{P,ref}$ basert på tilleggsundersøkelsen, sammenliknet med hovedundersøkelsen og gammel funksjon42

Tabell 5.6 Faktor for varslet avbrudd i tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon45

Tabell 5.7 Leddet $k_{P,ref}$ i funksjonen Kombi I, sammenliknet med Tillegg og Hoved ..50

Tabell 5.8 Leddet $k_{P,ref}$ i funksjonen Kombi II, sammenliknet med Kombi I, Tillegg og Hoved 52

Tabell 7.1 P-verdier for test av nullhypotese om lik gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå fem avbruddsscenarier mellom husholdninger lokalisert i område med stort og lite geografisk avbruddsomfang, med beslutningsregel 3.62

Tabell V.2 Regresjonsresultater for 24 timers avbrudd tirsdag klokken 17 i januar og sannsynlighet for bosted nær et bysentrum, med beslutningsregel 3, for steg (1)-(4) i seleksjonsmodellen.65

Figurer:

Figur S.1 Betalingsvillighet per kW som funksjon av tid. Tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon 9

Figur S.2 Opplevde ulemper betinget på geografisk avbruddsomfang fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet.....10

Figur S.3 Mulig verdsetting av kostnadene ved avbrudd (Kombi I, Kombi II), som kombinerer resultatene fra hhv. hoved- og tilleggsundersøkelsen, frem til 24 timer12

Figur 2.1 Nytt spørsmål, om tilpasninger underveis i siste lange avbrudd16

Figur 2.2 Nytt spørsmål, om tilpasninger etter siste lange avbrudd16

Figur 2.3 Nytt spørsmål, om opplevde ulemper under siste lange avbrudd17

Figur 2.4	Nytt spørsmål, filter for ingen eller ganske små ulemper	17
Figur 2.5	Nytt spørsmål, filter for ganske store eller svært store ulemper	17
Figur 3.1	Begrunnelser for nullsvar	21
Figur 5.1	Befolkningsvektet middeltemperatur gjennom året	41
Figur 5.2	Betalingsvillighet for å unngå avbrudd per kW som funksjon av tid. Tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon (Funksjonen $k_{P,ref}$)	43
Figur 5.3	Betalingsvillighet for å unngå avbrudd per kW som funksjon av tid. Tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon i intervallet null til seks timer	44
Figur 5.4	Avbruddskostnader per time på referansetidspunktet i tilleggsundersøkelse (venstre) og hovedundersøkelse (høyre), kr per kWh	45
Figur 5.5	Avbruddskostnad per time som funksjon av kWh, 2002 og 2010-undersøkelsene	46
Figur 5.6	Prinsippskisse for avbruddskostnad per kWh (VoLL) hentet fra Vista Analyse og Thema Consulting (2016)	47
Figur 5.7	KILE-funksjonene Kombi I, Hoved og Tillegg til 24 timer	51
Figur 5.8	KILE-funksjonene Kombi I, Kombi II, Hoved og Tillegg til 24 timer	53
Figur 6.1	Husholdningenes tilpasninger underveis i siste lange avbrudd	54
Figur 6.2	Husholdningenes tilpasninger i etterkant av siste lange avbrudd	55
Figur 7.1	Husholdninger med avbrudd fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet, samt dagligvarebutikker, spise- og overnattingssteder i området.	58
Figur 7.2	Opplevde ulemper ved siste lange avbrudd, betinget på nærhet til bysentrum (Bergen)	59
Figur 7.3	Årsaker til ganske store og svært store opplevde ulemper ved siste lange avbrudd, betinget på nærhet til bysentrum (Bergen)	59
Figur 7.4	Husholdninger lokalisert i område med stort og lite geografisk avbruddsomfang fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet, samt dagligvarebutikker, spise- og overnattingssteder i området.	60
Figur 7.5	Opplevde ulemper betinget av geografisk avbruddsomfang fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet.	61

Sammendrag og konklusjoner

Rapporten presenterer resultatene av en undersøkelse av husholdningers vilje til å betale for sikker strømforsyning. Undersøkelsen er rettet mot husholdninger som har opplevd lange avbrudd, og følger opp en tidligere undersøkelse rettet mot et representativt utvalg av alle husholdninger. Undersøkelsen viser økonomisk og statistisk troverdige resultater. Sammen med den tidligere undersøkelsen har man nå et godt grunnlag for å revidere størrelsen på avbruddskostnadene for husholdninger, som inngår i nettselskapenes kvalitetsjusterte inntektsrammer for ikke levert energi (KILE).

Vista Analyse og Thema Consulting Group (2017) gjennomførte nylig en undersøkelse av hvor mye det er verdt for husholdninger i Norge å unngå korte og lange avbrudd i strømforsyningen. Undersøkelsen innhentet svar fra et representativt utvalg på om lag 2000 husholdninger. Undersøkelsen ga konsistente resultater, men viste også at mange husholdninger, spesielt i byene, er uten erfaring med lange avbrudd.

I løpet av arbeidet oppstod spørsmålet om husholdninger som har opplevd lange avbrudd har en høyere (eller lavere) betalingsvillighet for å unngå avbrudd enn andre. Husholdninger som har opplevd lange avbrudd, kan ha en mer realistisk oppfatning av avbruddskostnadene enn husholdninger som må basere sine svar på en uopplevd erfaring som de kanskje også mener det er urealistisk at de vil komme ut for. Videre oppstod spørsmålet om hvorvidt betalingsvilligheten for å unngå lange avbrudd er større per husholdning hvis et stort område blir rammet enn hvis et lite område blir rammet. Når et stort område rammes, må den enkelte husholdning for eksempel reise lenger for å finne serverings- og overnattingssteder som er åpne.

For å undersøke om husholdninger som har opplevd lange avbrudd har en annen betalingsvilje enn et representativt utvalg av befolkningen og om omfanget av et avbrudd påvirker avbruddskostnadene, har vi gjennomført en tilleggsundersøkelse. Tilleggsundersøkelsen omfatter 498 husholdninger som alle har opplevd avbrudd på mer enn 24 timer de siste fem årene. Hypotesen er at husholdninger som har opplevd lange avbrudd, har forskjellig betalingsvilje for å unngå lange avbrudd, sammenliknet med befolkningen som helhet.

Tilleggsundersøkelsen viser at husholdninger som har opplevd lange avbrudd, har noe høyere betalingsvillighet for å unngå avbrudd enn husholdningene som helhet.

På bakgrunn av funnene fra hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen, gir vi i denne rapporten råd om hvordan KILE-funksjonen for husholdninger kan utformes. I tilleggsundersøkelsen har vi også spurt om hvilke tilpasninger husholdningene gjorde underveis og i etterkant av siste lange avbrudd, og om opplevde ulemper knyttet til avstengte dagligvarebutikker, serverings- og overnattingssteder i nærheten.

Betalingsvilligheten i tilleggsundersøkelsen varierer fra 50 kroner for ett minutt unngått avbrudd, til 3400 kroner for 72 timer

498 husholdninger fra hele landet som har opplevd lange avbrudd, besvarte altså spørsmål om sin betalingsvillighet for å unngå avbrudd av ulik varighet og på ulike tidspunkt. Om lag 275 ga meningsfulle svar, og disse ligger til grunn for tallene vi viser i Tabell S.1.

Tabell S.1 Husholdninger som har opplevd lange avbrudd sin betalingsvillighet for å unngå avbrudd på ulike tidspunkt og av ulik varighet. Tilleggsundersøkelsen

Scenario	1 min	2 timer	6 timer	24 timer	72 timer
Tirsdag kl. 17 i januar	50 kr	191 kr	583 kr	1519 kr	3381 kr
Tirsdag kl. 09 i januar			485 kr		
Tirsdag kl. 01 i januar			405 kr		
Lørdag kl. 17 i januar			716 kr		3306 kr
Tirsdag kl. 17 i juli			415 kr		2759 kr
Tirsdag kl. 17 i januar, varslet			361 kr		2565 kr

Note: Varighet fra ett minutt til 72 timer. Alle avbrudd er uvarslet, utenom det nederste som er et varslet avbrudd. Protestsvarere, respondenter som verdsetter tapt næringsinntekt og respondenter som svarer inkonsistent er utelatt.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Undersøkelsen tyder på at husholdningene verdsetter unngåelsen av et kortvarig avbrudd på ett minutt høyere enn mer langvarige avbrudd, regnet som betalingsvillighet per tidsenhet. Det er rimelig å tolke dette i lys av at en del kostnader og ulemper ved avbrudd er uavhengige av avbruddets lengde. For eksempel kan det gi irritasjon og engstelse at strømmen går. Å unngå et avbrudd på seks timer verdsettes til snaut tre ganger så mye som et avbrudd på to timer, mens å unngå et avbrudd på 24 timer verdsettes ca. 2,5 ganger høyere enn ett på seks timer. Her kan det være avbøtende tiltak som gjør at kostnaden ikke er proporsjonal, dvs. ikke fire ganger større. Avbrudd i tre døgn (72 timer) vurderes å være drøyt dobbelt så alvorlig som avbrudd i ett døgn.

Referansetidspunktet for å vurdere avbrudd er en tirsdag kl. 17 i januar, det vil si middagstid om vinteren. Dersom avbruddet inntreffer kl. 09, synker betalingsvilligheten til om lag 85 prosent av referansetidspunktet. Dersom det inntreffer kl. 01, når de fleste sover, synker den til 70 prosent av referansetidspunktet. Videre finner vi at betalingsvilligheten er 20 prosent høyere på en lørdag enn en hverdag. Dersom avbruddet inntreffer i juli er betalingsvilligheten 70 prosent av januar. Det kan skyldes at behovet for strøm er lavere om sommeren. Dersom avbruddet er varslet, er betalingsvilligheten 60 prosent av et uvarslet avbrudd. Det tyder på at folk ved et varslet avbrudd forbereder seg slik at betalingsvilligheten for å unngå det, er mindre.

Resultatene for et langvarig avbrudd på 72 timer viser samme tendens som resultatene for seks timer. Unntaket er avbrudd fra lørdag ettermiddag til tirsdag ettermiddag, der betalingsvilligheten er lavere enn for avbrudd fra tirsdag til fredag. Det kan skyldes at ved et virkelig langt avbrudd er det større frihet i helgene til å reise bort eller gjennomføre andre avbøtende tiltak.

Betalingsvilligheten for å unngå avbrudd stiger jo lenger avbruddet varer, men ved lange avbrudd avtar stigningen

I enkelte sammenhenger er det ikke betalingsvilligheten per husholdning som er interessant, men betalingsvillighet regnet i forhold til effektforbruket. Husholdningenes

effektforbruk er dårlig kartlagt inntil vi får nær kontinuerlige målinger fra AMS-målerne som nå installeres, men vi har brukt resultater og beregninger fra FASIT (fasit.no), som er kraftbransjens nettsted for informasjon om feil og avbrudd i kraftsystemet.

Funksjonen for betalingsvillighet per kW begynner på 15 kroner, som gjenspeiler de 50 kronene over dividert på et standard effektforbruk kl. 17 i januar på 3,45 kW (Tabell S.2). Vi antar med andre ord at kostnaden registrert for ett minutt gjelder avbrudd inntil ett minutt, selv om det bare skulle forekomme i et sekund. Deretter interpolerer vi mellom disse verdiene, men må også ta hensyn til forskriftens krav om at avbrudd som varer mer enn en time, ruller gjennom timeskorreksjonsverdier som kan anta en verdi forskjellig fra 1,0.

I KILE-kostnadsfunksjonen opptrer leddet $k_{P,ref}$. Dette er en funksjon som etter vårt forslag vil ha formen

Tabell S.2 Funksjonen $k_{P,ref}$ vist for ulike intervaller for varighet på avbruddet. Tilleggsundersøkelsen

(0,1 m)	[1 m, 2 t)	[2 t, 6 t)	[6 t, 24 t)	[24 t, 72 t)	[72 t, ∞)
15	$15+19,1*t$	$53+29,1*(t-2)$	$169+20,1*(t-6)$	$530+13,5*(t-24)$	$1180+13,5*(t-72)$

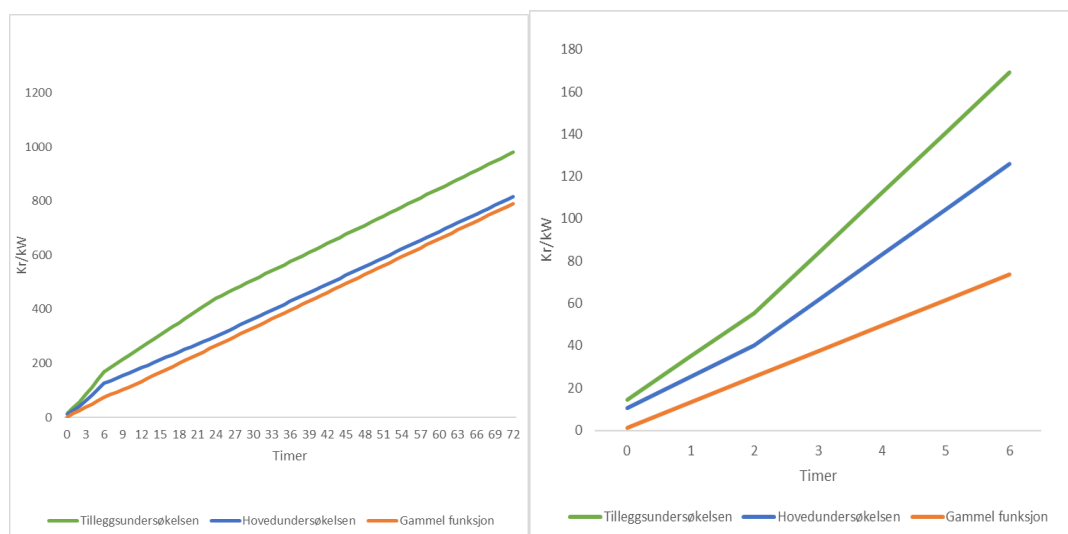
Note: m = minutt, t = time. Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Betalingsvilligheten i tilleggsundersøkelsen ligger over hovedundersøkelsen

Kilekostnadsfunksjonen kan sammenliknes med konstant og stigningstall i kostnadsfunksjonen fra hovedundersøkelsen, som altså gjelder et representativt utvalg av alle husholdninger. Vi kan også sammenlikne resultatene fra tilleggsundersøkelsen med kostnadsfunksjonen i *Forskrift om økonomisk og teknisk rapportering, inntektsramme for nettvirksomheten og tariffer*, som angir nåværende KILE-satser. Inflasjonskorrigert til 2017 har denne funksjonen konstant lik 1,2 og stigningstall lik 11,0 kroner per time. Vi kaller den *gammel funksjon*.

Figur S.1 gir en grafisk fremstilling av de tre kostnadsfunksjonene for henholdsvis 0-72 timer og 0-6 timer.

Figur S.1 Betalingsvillighet per kW som funksjon av tid. Tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon



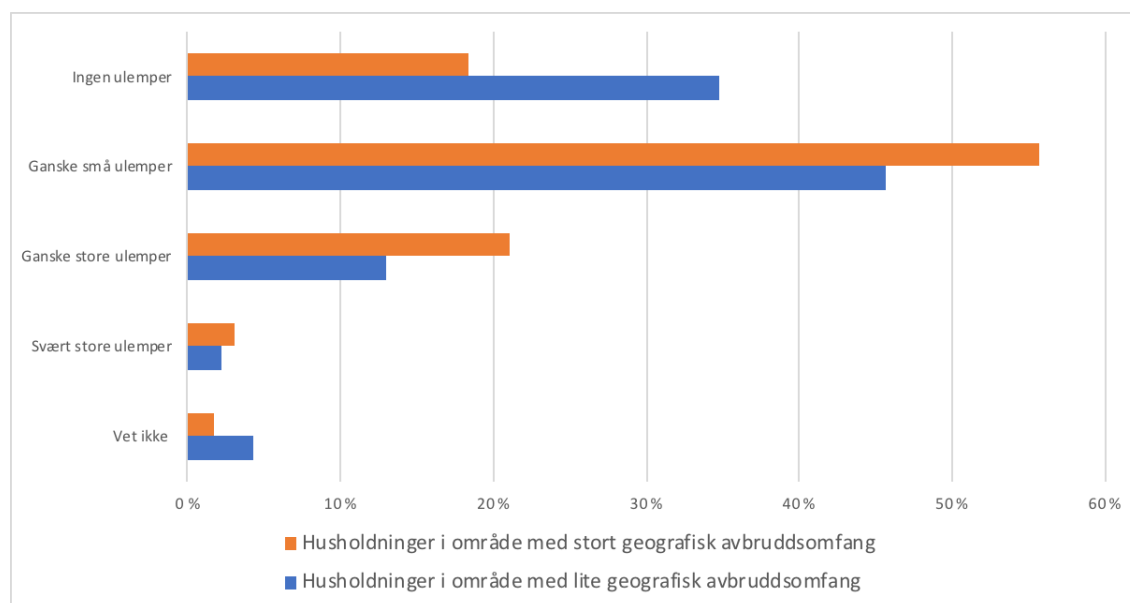
Note: Funksjonene samler $K_{P,ref}$ og korreksjonsfaktorene med start kl 17 en hverdag i januar. Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Vi ser av den venstre figuren, som går til 72 timer at tilleggsundersøkelsen hele veien ligger over hovedundersøkelsen i tallverdi. Den høyre figuren viser hvordan tilleggsundersøkelsen tar av fra hovedundersøkelsen de første seks timene.

Dersom avbruddet rammer et stort område

Vi har i tillegg undersøkt en hypotese om at opplevde ulemper øker med det geografiske omfanget av avbrudd. Dersom avbruddet rammer et lite område kan husholdningene benytte spisesteder, overnattingssteder og butikker (som vi betegner med "fasiliteter") i nærheten, eller de kan få hjelp av naboer. Det kan de ikke hvis avbruddet rammer et stort område. For å teste dette har vi utnyttet geografisk lokalisering av husholdninger med avbrudd i Bergen og omegn, som opplevde avbrudd med ulike geografisk omfang i forbindelse med stormen Nina medio januar 2015. Resultatene av analysen viser en tendens til at opplevde ulemper er større når avbruddet rammer et stort geografisk område enn et lite, se Figur S.2.

Figur S.2 Opplevde ulemper betinget på geografisk avbruddsomfang fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet



Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figuren viser at andelen som opplever «ingen ulemper» av et langt avbrudd er størst når avbruddet treffer et lite område, og andelen som opplever ulemper er størst når avbruddet treffer et stort område. Både «ganske små», «ganske store» og «svært store» ulemper opptrer hyppigere når avbruddet treffer et stort område.

Funnet virker rimelig da husholdningene i det store avbruddsområdet hadde lang vei til nærmeste fasilitet uten avbrudd mens de var uten strøm, mens husholdningene i det lille området sannsynligvis hadde mange alternativer innen rimelig rekkevidde som ikke var rammet av avbrudd. Vi har også testet hvorvidt forskjellen i opplevde ulemper fikk utslag i betalingsvilligheten i disse to områdene. Resultatene var her noe tvetydige, men kan utforskes videre.

Samlet vurdering og anbefaling

For verdsetting av kostnadene ved kortere avbrudd til og med seks timer anbefaler vi at man bruker resultatene fra hovedundersøkelsen. Årsaken er at «alle» er utsatt for kortere avbrudd og «alle» nettselskaper gjør tiltak mot kortere avbrudd. Det er da etter vår vurdering mest rimelig å legge til grunn betalingsvilligheten i et representativt utvalg i hele befolkningen, dvs. hovedundersøkelsen.

For korreksjonsfaktorer for tid, dag, sesong og varsling anbefaler vi også å bruke resultatene fra hovedundersøkelsen. Grunnen er at de fleste avbrudd på andre tider, dager og sesonger er av kortere varighet. Varslede avbrudd er også som regel av kortere varighet.

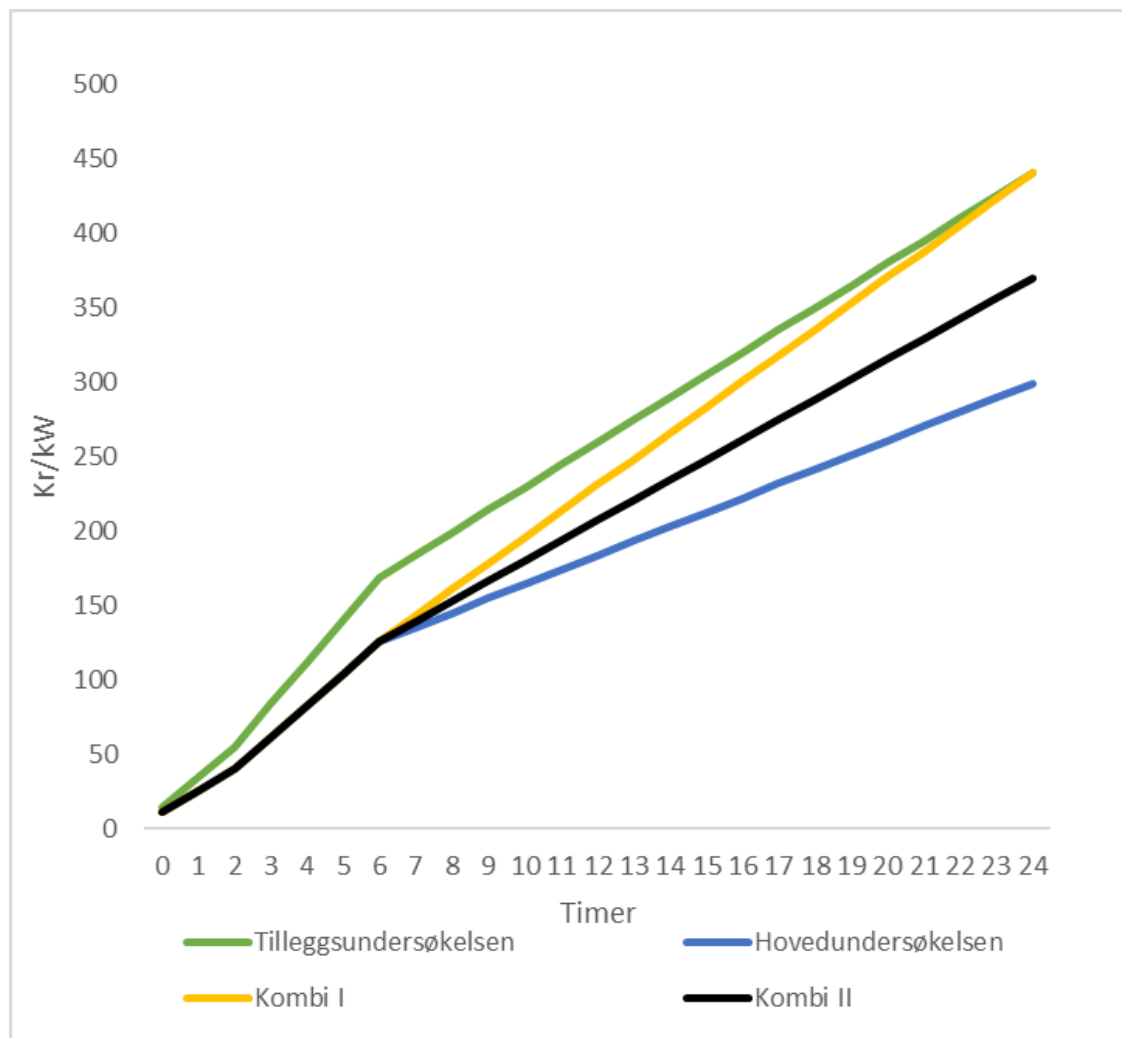
For verdsetting av kostnadene ved lange avbrudd, fra 24 timer, anbefaler vi at man vurderer et veid gjennomsnitt av hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen. Vektene i gjennomsnittet bestemmes slik vi ser det av to faktorer:

- Om tiltak for å redusere sannsynligheten for lange avbrudd er konsentrert om noen områder, for eksempel langs kysten. Hvis det er tilfellet, taler det for at vi når det gjelder lange avbrudd kan se bort fra betalingsvilligheten i andre nettområder, der nettselskapene neppe foretar seg noe mot lange avbrudd. Dette taler for den geografisk fokuserte tilleggsundersøkelsen.
- Om det i de områdene som har sannsynlighet for lange avbrudd, er et høyt innslag av individer som har opplevd lange avbrudd. Det trenger jo ikke være tilfellet, selv om området de bor i har sannsynlighet for lange avbrudd. Men hvis det er sånn, så er det et argument for tilleggsundersøkelsen.

Før man trekker en endelig konklusjon anbefaler vi at man undersøker nærmere hvordan det forholder seg med hensyn til de to momentene i kulepunktene.

I Figur S.3 viser vi to funksjoner som kombinerer resultater fra hoved- og tilleggsundersøkelsen.

Figur S.3 Mulig verdsetting av kostnadene ved avbrudd (Kombi I, Kombi II), som kombinerer resultatene fra hhv. hoved- og tilleggsundersøkelsen, frem til 24 timer



Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group.

Kombi I, som er den gule funksjonen i figuren, legger fra 24 timer all vekt på tilleggsundersøkelsen. Kombi II, som er den svarte funksjonen, legger fra 24 timer halve vekten på hovedundersøkelsen, og halve på tilleggsundersøkelsen. I tillegg ligger hovedundersøkelsen der, og viser konsekvensen av å følge hovedundersøkelsen fra 24 timer. Andre gjennomsnitt kan tenkes med varierende vekt på hoved- og tilleggsundersøkelsen.

1. Innledning

Kvalitetsjusterte inntektsrammer ved ikke levert energi (KILE) er et mål for samfunnets kostnader ved avbrudd i strømforsyningen. KILE-ordningen skal bidra til at nettselskapene tar hensyn til avbruddskostnader i utvikling, utnyttelse og drift av nettet. Ved avbrudd reduseres nettselskapenes tillatte inntekt med ca. 60 prosent av KILE-beløpet. Det er viktig for å få et riktig nivå på forsyningssikkerheten i det norske kraftnettet at KILE-funksjonene i størst mulig grad reflekterer de samfunnsøkonomiske kostnadene ved avbrudd. Ordningen trådte i kraft 1. januar 2001.

KILE legger til grunn ulike kostnadsfunksjoner for ulike kundegrupper. Fra 1. januar 2015 endret NVE KILE-satsene for alle kundegrupper unntatt husholdninger. Endringene var basert på en undersøkelse fra 2010 som også inkluderte estimater for KILE-kostnader for husholdningene. NVE mente imidlertid at det var behov for mer informasjon om husholdningenes betalingsvillighet for å unngå avbrudd, før KILE-satsene også kunne endres for denne gruppen. I 2015 fikk NVE utarbeidet en rapport (Vista Analyse og Thema Consulting Group, 2016) som vurderte hvorvidt 2010-undersøkelsen kan legges til grunn for nye KILE-satser for husholdningene. Rapporten konkluderte med at 2010-undersøkelsen ikke bør brukes direkte for fastsettelse av nye KILE-satser for husholdningene.

I 2016 fikk Vista og THEMA i oppdrag å utarbeide en spørreundersøkelse som grunnlag for å korrigere KILE-kostnader for husholdninger. I spørreundersøkelsen ble det innhentet besvarelser fra et statistisk representativt utvalg husholdninger. Spørreundersøkelsen er dokumentert i Vista Analyse og Thema Consulting Group (2017).

Mange husholdninger, spesielt i byene, har aldri opplevd lange avbrudd i strømforsyningen. Under arbeidet med hovedundersøkelsen oppstod spørsmålet om ikke husholdninger som har opplevd lange avbrudd, kan ha en bedre begrunnet oppfatning enn husholdningene som helhet av hvilke ulemper og kostnader det fører til å være uten strøm. Det ble også reist som en hypotese at opplevde ulemper og dermed betalingsvillighet per husholdning for å unngå avbrudd, er større dersom et stort område rammes, enn dersom et lite område rammes. Hvis et stort område rammes, må den enkelte husholdning rammet av avbrudd for eksempel reise lenger for å finne serverings- og overnattingssteder som er åpne.

På denne bakgrunn har NVE sammen med Statnett ønsket en tilleggsundersøkelse av betalingsvilligheten for å unngå avbrudd blant husholdninger som har opplevd lange avbrudd. Oppdraget omfatter også å vurdere hvordan de samlede konklusjonene fra hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen kan brukes for å utarbeide en ny KILE kostnadsfunksjon rettet mot husholdningene.

I kapittel to gir vi en kort introduksjon til verdsettingsundersøkelsen som nå har blitt gjennomført på nytt, og dokumenterer endringene mellom det vi heretter kaller "hovedundersøkelsen" og "tilleggsundersøkelsen". I kapittel tre presenterer vi resultatene fra tilleggsundersøkelsen, herunder blant annet representativiteten i utvalget, behandling av ekstremobservasjoner og samvariasjonsanalyse for oppgitt betalingsvillighet og respondentkarakteristika. I kapittel fire gir vi en utførlig behandling av forskjellene i oppgitt betalingsvillighet mellom hoved- og tilleggsundersøkelsen, og i kapittel fem presenterer vi en KILE-funksjon for husholdninger basert på resultatene fra tilleggsundersøkelsen. I dette kapitlet gir vi også en samlet vurdering og forslag til KILE-

funksjon basert på resultatene fra både tilleggsundersøkelsen og hovedundersøkelsen. I kapittel seks gir vi en beskrivelse av husholdningenes tilpasninger knyttet til siste lange avbrudd, før vi til slutt presenterer en analyse av opplevde ulemper betinget av lokalisering og geografisk avbruddsomfang i kapittel syv.

2. Verdsettingsundersøkelsen

Verdsettingsundersøkelsen ble første gang utformet og gjennomført i perioden juni 2016 til mai 2017 (heretter kalt hovedundersøkelsen). Formålet var å innhente informasjon om betalingsvillighet for å unngå avbrudd med ulik varighet, på ulike tider av døgnet og året, og med og uten varslings, fra et representativt utvalg av norske husholdninger. I undersøkelsen ble det lagt vekt på å unngå svakhetene ved tidligere undersøkelser, jfr omtale i hovedrapporten (Vista Analyse og Thema Consulting 2017, kap. 2), for eksempel høy andel protestsvar og urealistisk betalingsmekanisme. Undersøkelsen ble gjennomført som en web-undersøkelse i samarbeid med Norsk Gallup, og sendt ut til Norsk Gallups landsdekkende panel.

Verdsettingsundersøkelsen ble gjennomført på nytt i november og desember 2017 (heretter kalt tilleggsundersøkelsen), i et utvalg av strøma abonnenter som har hatt lange avbrudd de siste fem årene. Utgangspunktet var å gjennomføre en identisk undersøkelse som sist for å kunne sammenligne resultatene mellom denne og undersøkelsen i det befolkningsrepresentative utvalget. I tillegg er det lagt inn en studie om sammenhengen mellom avbruddets utbredelse og betalingsvillighet, samt en seksjon som omhandler tiltak i husholdningene knyttet til lange avbrudd. Nedenfor følger en beskrivelse av endringene i spørreskjemaet fra hovedundersøkelsen. Det er ikke gjennomført egen testing av tilleggsundersøkelsen, da hovedundersøkelsen ble grundig testet før gjennomføring. Redegjørelser for utforming og testing av hovedundersøkelsen finnes i Vista Analyse og Thema Consulting (2017).

2.1 Endringer fra hovedundersøkelsen

Tilleggsundersøkelsen er utvidet med to nye problemstillinger som omhandler tilpasninger og opplevde ulemper knyttet til lange avbrudd. Det har samtidig vært behov for å unngå en økning i undersøkelsens omfang grunnet hensyn til svarprosent, og vi har derfor tatt ut noen av bakgrunnsspørsmålene om respondenten. I tillegg er tre innledende spørsmål om tidligere opplevelser med avbrudd omformulert, og redusert til to, av hensiktsmessige årsaker.

Figurene 2.1-2.5 viser de nye spørsmålene. Dataene fra spørsmålene om tilpasninger har ikke vært gjenstand for videre analyse, men presenteres i kapittel 6. Dataene fra spørsmålene om opplevde ulemper er brukt til analysen som presenteres i kapittel 7. Som det fremgår av Figur 2.3-2.5 ligger det et filter i undersøkelsen for opplevde ulemper, som sender respondenten videre til ett av to oppfølgingsspørsmål basert på angitt svar. Dette gir oss informasjon om hvorvidt ulempene er knyttet til lengre reisevei til en fasilitet det var behov for. Merk at ledeteksten i spørsmålet i Figur 2.3 ber respondenten angi opplevd ulempe knyttet til avstengte fasiliteter, og ikke opplevde ulemper generelt. Av den grunn er denne typen ulempe eneste forhåndsdefinerte svaralternativ i oppfølgingsspørsmålet.

Figur 2.1 Nytt spørsmål, om tilpasninger underveis i siste lange avbrudd

Gjorde husholdningen din noen tilpasninger underveis i det (siste) lange strømbreuddet?
Kryss av for alle som passer

Spiste dagens måltider på et spisested utenfor boligen (restaurant, cafe el.l.)
Oppsøkte offentlig sted uten strømbreudd (kjøpesenter, el.l.)
Overnattet hos familie, venn eller på overnattingssted uten strømbreudd
Handlet inn nødvendig ekstra utstyr (stearinlys, tørrmat, vann, batterier, nødlader til elektronisk utstyr, o.l.)
Annet, vennligst spesifiser:
Nei, ingen spesielle tilpasninger
Vet ikke

< >

☰ NØRSK GALLUP

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figur 2.2 Nytt spørsmål, om tilpasninger etter siste lange avbrudd

Har husholdningen din gjort noen tilpasninger etter det (siste) lange strømbreuddet?
Kryss av for alle som passer

Skaffet alternative lyskilder i boligen (stearinlys, lommelykt, oljelamper, o.l.)
Skaffet alternative varmekilder i boligen (vedovn, frittstående kamin, o.l.)
Skaffet et nødaggregat
Skaffet et nødlager med tørrmat og/eller hermetikk
Skaffet et nødlager med vann
Skaffet et nødlager med batterier
Skaffet nødlader(e) til elektronisk utstyr (mobiltelefon, nettbrett, o.l.)
Annet, vennligst spesifiser:...
Nei, ingen spesielle tilpasninger
Vet ikke

< >

☰ NØRSK GALLUP

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figur 2.3 Nytt spørsmål, om opplevde ulemper under siste lange avbrudd

Et strømbrudd i et større område vil også kunne medføre at dagligvarebutikker, spise- og overnattingssteder må holde stengt. Hvor store eller små var slike ulemper i omgivelsene for deg under det (siste) lange strømbruddet?

Ingen ulemper
Ganske små ulemper
Ganske store ulemper
Svært store ulemper
Vet ikke

< >

☰ NØRSK GALLUP

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figur 2.4 Nytt spørsmål, filter for ingen eller ganske små ulemper

Du har svart at det siste lange strømbruddet i omgivelsene medførte ingen eller små ulemper for husholdningen din. Hva var den viktigste årsaken til at ulempene ikke var større?

Jeg hadde ikke behov for dagligvarer, overnatting eller å spise ute, i perioden
Det jeg hadde behov for av dagligvarer, servering og/eller overnatting, var tilgjengelig i nærheten
Annet, vennligst spesifiser...
Vet ikke

< >

☰ NØRSK GALLUP

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figur 2.5 Nytt spørsmål, filter for ganske store eller svært store ulemper

Hva er den viktigste årsaken til at ulempene for husholdningen din ble såpass store?

Det jeg hadde behov for av dagligvare, servering og/eller overnatting var utilgjengelig
Jeg måtte reise betydelig lenger etter det jeg hadde behov for av dagligvarer, servering og/eller overnatting
Annet, vennligst spesifiser:
Vet ikke

< >

☰ NØRSK GALLUP

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

3. Resultater fra spørreundersøkelsen

I dette kapitlet viser vi resultatene fra tilleggsundersøkelsen, som ble gjennomført i november og desember 2017. Vi gjennomgår hvordan vi kommer frem til endelige tall for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd, inkludert definisjonene av protestsvar og ekstreme observasjoner, samt estimeringsmetoden med bruk av midtpunkter, som er den samme som den som er brukt i hovedundersøkelsen.

3.1 Utvalg og svarprosent

Bruttoutvalget består av om lag 15000 strøma abonnenter hos kraftselskapene Agder Energi, BKK, Eidsiva Energi og Lofotkraft. Om lag 40 prosent av disse viste seg å være uegnede kandidater fordi de hadde opplevd avbrudd kortere enn 24 timer, avbrudd i fritidsbolig eller var institusjonsabonnenter. Etter datarensing samlet vi om lag 9000 egnede kandidater i det vi har kalt A-utvalget. Respondentene ble forhåndsrekruttert over telefon, både for å luke bort respondenter som ikke husker det aktuelle lange avbruddet, og for å innhente mobilnummer eller epostadresse for utsending av lenke til webskjemaet. Blant de 9000 i A-utvalget var det kun 6534 som tok telefonen da Norsk Gallup gjennomførte rekrutteringen.

Undersøkelsen ble sendt ut til 1339 respondenter, som i telefonintervjuet bekreftet at de husket avbruddet de er registrert med hos sitt kraftselskap og sa seg villige til å delta i undersøkelsen. Disse fikk lenke til webskjemaet, hvorav 702 respondenter startet sin besvarelse. Av disse besvarte 498 respondenter hele undersøkelsen. Dette gir, som vist i Tabell 3.1, en svarprosent på 8 prosent som andel av de respondentene man fikk kontakt med på telefon. Svarprosenten gitt som andel fullstendige besvarelser av utsendte webskjemaer er imidlertid 37 prosent. Median utfyllingstid for undersøkelsen var 21 minutter. Respondentene fikk opplyst at undersøkelsen skulle ta omtrent 10 minutter å fylle ut, slik det ble oppgitt i hovedundersøkelsen. Det kan tenkes at den relativt lange utfyllingstiden delvis har forårsaket frafallet mellom åpning av undersøkelsen og fullstendig besvarelse.

Tabell 3.1 Svarprosent

Status	Antall respondenter	Andel av kontakt på telefon
Telefonrekruttering		
Kontakt	6534	100 %
Rekrutterte	1339	20 %
Webundersøkelsen		
Utsendte	1339	20 %
Åpnet	702	11 %
Fullstendig besvarelse	498	8 %

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Det endelige utvalget på 498 respondenter er ikke befolkningsrepresentativt, og det har heller ikke vært en målsetting i utvalgsrekrutteringen da bruttoutvalget vi har kunnet rekruttere fra heller ikke har vært befolkningsrepresentativt. Dette skyldes hovedsakelig at strømkunder på det værutsatte Vestlandet dominerer i registrene for lange avbrudd og at de fleste registrerte strømkundene i bruttoutvalget er menn. Dette gjør seg også gjeldende i det endelige utvalget. En videre redegjørelse for representativiteten i endelig utvalg finnes i avsnitt 3.4.

3.2 Protestsvar

Vi har valgt å bruke samme tilnærming til protestsvar som i hovedundersøkelsen (Vista Analyse og Thema Consulting Group, 2017). Til tross for at undersøkelsen er grundig testet og utformet, kan enkelte respondenter protestere på spørsmål om betalingsvillighet for å unngå avbrudd. Noen av deltakerne i fokusgruppene knyttet til testing av hovedundersøkelsen hadde sterke, negative følelser særlig overfor nettselskapene, og selv om den endelige scenariobeskrivelsen¹ er utformet for å unngå protestfølelser, er dette fortsatt et problem vi må ta hensyn til når vi tolker resultatene fra spørreundersøkelsen. Protestsvar er svar fra respondenter med positiv betalingsvillighet, men som av en eller annen grunn protesterer mot noe i spørsmålsstillingen og derfor oppgir null i betalingsvillighet. Det kan for eksempel være respondenter som mener at de allerede betaler for mye i strømrregning, at nettselskapene har ansvar og dermed bør betale, at det er vanskelig å svare osv. Dersom disse protestsvarene regnes som null i utregningen av gjennomsnittlig betalingsvillighet, vil vi trolig underestimere den reelle betalingsvilligheten. Det er derfor viktig å skille ut protestsvarene ved beregning av gjennomsnittlig betalingsvillighet.

I Tabell 3.2 ser vi andelen nullsvar (inkludert de som senere defineres som protest) for betalingsvillighetsspørsmålet for hvert av de 13 scenariene. Som forventet er andelen nullsvar høyest for scenariene med kortest varighet, med 65 prosent nullsvar for scenariet med ett minuts avbrudd, og deretter avtakende i varighet i tabellens første rad. Vi ser at andelen nullsvar for seks timers avbrudd ved ulike tidspunkter er omtrent lik, med unntak av lørdag kl. 17 i januar. Videre ser vi at andelen nullsvar er høyere for scenariet med varslet avbrudd enn for sommerscenariet for både seks og 72 timers avbrudd, noe som er i tråd med det man ville forvente siden varsling gir mulighet til å redusere sine ulemper ved å planlegge for avbruddet.

Andelene nullsvar for 1 min og 2 timer er svært like de i hovedundersøkelsen (der nullsvarandelen var henholdsvis 64% og 37%). For 6 timer er andelene nullsvar nokså like, men noe lavere enn i hovedundersøkelsen (som hadde serien 15-23-26-13-26-26). For 24 timer er andelen mye lavere enn hovedundersøkelsen (som hadde 18%). For 72 timer er andelen igjen svært lik den i hovedundersøkelsen (som hadde 3-3-5-7). Det er ikke urimelig å tro at svært mange av de som svarer null på 72 timer gir protestsvar, og at denne andelen kan være den sammen enten en har opplevd lange avbrudd eller ikke.

¹ Rammene for de presenterte avbruddene, eksempelvis hvem som skal være med å betale for nettselskapenes utbedringer av strømmettet.

Tabell 3.2 Andel nullsvar i hvert scenario

Scenario	1 min	2 timer	6 timer	24 timer	72 timer
Kl. 17 tirsdag januar	65 %	33 %	11 %	4 %	3 %
Kl. 09 tirsdag januar			22 %		
Kl. 01 tirsdag januar			25 %		
Kl. 17 lørdag i januar			9 %		3 %
Kl. 17 tirsdag juli			21 %		4 %
Kl. 17 tirsdag i januar, varslet			22 %		7 %

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

For å skille mellom protestsvar og reelle nullsvar har vi, som vist i hovedrapporten (Vista Analyse og Thema Consulting, 2017, kap. 3), stilt respondenter som oppgir null i betalingsvillighet for å unngå ett eller flere avbrudd² et oppfølgingsspørsmål for å begrunne svaret sitt. Figur 3.1 viser andelen av respondentene som oppgir hver av begrunnelsene, hvor vi som i hovedundersøkelsen tolker de to øverste alternativene som begrunnelser som signaliserer reelle nullsvar. Respondenter som sier at de klarer seg uten strøm i denne perioden, opplever reelt ikke et velferdstap de er villige til å betale for å unngå. Respondenter som oppgir at de ikke har råd til å betale, opplever ikke et stort nok velferdstap til at de vil prioritere å betale for å unngå avbrudd fremfor andre goder. Respondenter som oppgir at det er nettselskapenes ansvar å sikre strømforsyningen, eller at det var for vanskelig å komme fram til et beløp, vet vi derimot ingenting om betalingsvilligheten til. Det samme gjelder respondenter som begrunner nullsvar med “vet ikke”.

Den største andelen oppgir null betalingsvillighet fordi de mener at de klarer seg uten strøm i den aktuelle perioden og dermed ikke har et velferdstap av avbruddet. Det kan tyde på at flesteparten av nullsvarene er reelle nullsvar, og ikke protestsvar, slik at oppgitt betalingsvillighet angir reelt velferdstap ved avbrudd. Et fåtall husholdninger oppgir at de ikke har råd til å betale for å unngå avbrudd, mens resten (33 prosent av respondentene som har oppgitt null betalingsvillighet for å unngå ett eller flere avbruddsscenarier), oppgir det vi definerer som protestårsaker. Andelen 33 prosent er omtrent lik hovedundersøkelsen (32 prosent), men da uten eventuelle protestsvar for de to korteste avbruddsvarighetene i hovedundersøkelsen.

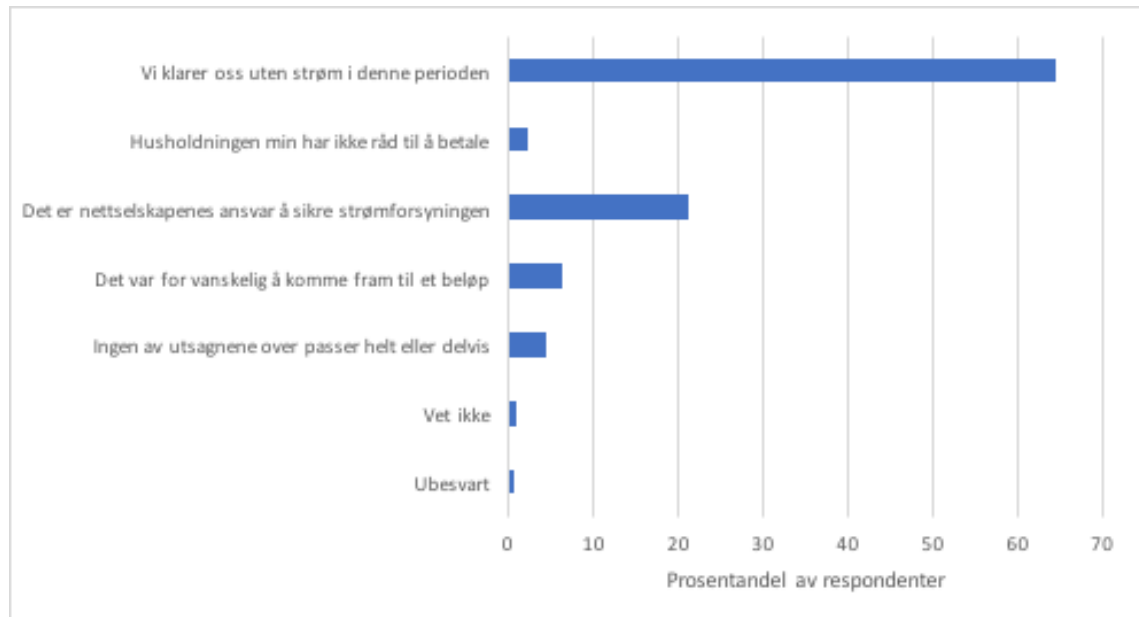
De få respondentene (4 prosent) som oppgav at ingen av utsagnene over passer helt eller delvis, fikk muligheten til å spesifisere årsaken til nullsvaret i et kommentarfelt. Omtrent halvparten av kommentarene indikerer at nullsvaret stammer fra en protestfølelse, slik at reell betalingsvilje er høyere enn null, og den andre halvparten

² I hovedundersøkelsen var det nullsvar på avbruddsvarigheter kun mellom seks og 72 timer som fikk oppfølgingsspørsmål, mens det i tilleggsundersøkelsen ble gitt oppfølgingsspørsmål til nullsvar for alle avbruddsvarigheter. Denne forskjellen var uintendert, men vil uansett styrke datagrunnlaget.

indikerer reelle nullsvar da det fremgår at man har planlagt for lange avbrudd eller ikke synes det er noen spesielle ulemper ved dette.

Vi finner at ni respondenter har oppgitt null på alle betalingsvillighetsspørsmål. Blant disse oppgir syv respondenter det vi har definert som protestbegrunnelser for svarene sine. Denne typen svarmønster, kombinert med begrunnelser som indikerer protest, fører til at vi utelukker disse syv respondentene fra de videre analysene.

Figur 3.1 Begrunnelser for nullsvar



Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

3.3 Ekstreme observasjoner

Man kan også se for seg at respondenter protesterer mot spørsmålene i undersøkelsen på andre måter enn ved å oppgi null betalingsvillighet. Respondenter kan for eksempel oppgi vilkårlige eller ekstremt høye beløp på noen eller alle spørsmålene. Vi undersøker ulike måter å avsløre og utelukke denne typen besvarelser på. Det finnes ingen allmenn regel for å identifisere og utelukke ekstreme observasjoner i verdsettingslitteraturen (Notaro og De Salvo, 2010). I noen tilfeller defineres ekstreme observasjoner som beløp som overstiger en viss andel av husholdningens totale inntekt (Alberini, 2005). I vårt tilfelle er det vanskelig å definere en klar grense for når et beløp er ekstremt eller urimelig, og en slik grense måtte vært ulik for de ulike scenariene som verdsettes. I stedet utnytter vi at vi har informasjon om oppgitt betalingsvillighet for å unngå ulike scenarier som kan rangeres basert på hvor store kostnader og ulemper de forventes å medføre. For det første legger vi til grunn at et avbrudd medfører større kostnader og ulemper jo lenger det varer. For det andre legger vi til grunn at et avbrudd som ikke er varslet, medfører større kostnader og ulemper enn et avbrudd som er varslet. I det følgende utforsker vi virkningene på estimert gjennomsnittlig betalingsvilje av de ulike beslutningsreglene for å utelukke inkonsistente og ekstreme observasjoner som ble benyttet i hovedrapporten (Vista Analyse og Thema Consulting, 2017).

Tabell 3.3 viser gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd en tirsdag ettermiddag i januar, når vi kun har tatt ut de syv observasjonene som ble omtalt i avsnitt 3.2. I tillegg tar vi ut vet-ikke svar. Vi vil senere sammenlikne resultatene med hovedundersøkelsen.

Antall observasjoner i hver kolonne varierer fordi antall “vet ikke”-svar varierer over de ulike scenariene. Vet-ikke svar er tatt ut av undersøkelsen.

Tabell 3.3 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar uten å ta ut ekstreme observasjoner³

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1 min	2 t	6 t	24 t	72 t
Gjennomsnittlig betalingsvillighet	127.9*** [62.89, 192.8]	272.7*** [170.7, 374.7]	684.9*** [536.6, 833.2]	1723.6*** [1355.1, 2092.1]	3518.0*** [2968.8, 4067.3]
Antall observasjoner	288	298	319	327	329

95% konfidensintervall i klammeparentes. Antall observasjoner varierer pga ulikt antall vet-ikke svar.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Oppgitt betalingsvillighet øker som forventet med varighet, fra 128 kroner for ett minutt, til omtrent 3500 kroner for 72 timer. Basert på konfidensintervallene ser vi at forskjellen mellom estimatene er statistisk signifikant⁴, med unntak for forskjellen mellom 1 minutt og 2 timers avbruddsvarighet.

3.3.1 Beslutningsregler

Vi har benyttet de samme tre beslutningsreglene i tilleggsundersøkelsen som i hovedundersøkelsen. En nærmere redegjørelse for de ulike beslutningsreglene finnes i Vista Analyse og Thema Consulting (2017). I korthet går de ut på å utelukke respondenter som har oppgitt høyere betalingsvillighet for å unngå kortere enn lengre avbrudd (beslutningsregel 1), og de har oppgitt samme betalingsvillighet for å unngå ett minutt, 72 timer (beslutningsregel 2) og 24 timer (beslutningsregel 3). I tilleggsundersøkelsen er endringene i estimerer og antall observasjoner så marginale mellom de tre beslutningsreglene at vi her kun viser estimerer med beslutningsregel 3, som angitt i tabell 3.4.

Når vi sammenlikner beslutningsregel 3 med startpunktet i Tabell 3.3 utelukker vi mellom 44 og 53 observasjoner avhengig av hvilket scenario vi ser på. Sammenlignet med tabell 3.3 reduseres estimert betalingsvillighet betydelig for alle varigheter, med unntak av 72 timer. Redusert betalingsvillighet tyder på at vi utelukker noen ekstreme observasjoner

³ Gjennomsnittet med konfidensintervall er beregnet ved å estimere en OLS modell med midtpunktet av intervallene som avhengig variabel, og kun en konstant på høyre side, eller $WTP_{i, \text{midtpunkt}} = \alpha + u_i$ hvor $WTP_{i, \text{midtpunkt}}$ er midtpunktet i intervallet valgt av respondent i for det aktuelle betalingsvillighetsspørsmålet, α er konstanten vi estimerer (altså gjennomsnittet over alle observasjonene), og u_i er et restledd.

⁴ Dersom vi gjentok estimeringen og lagde nye konfidensintervaller 100 ganger med ulike utvalg fra samme populasjon, vil den sanne parameterverdien ligge i 95% konfidensintervallet i 95 av de 100 beregnede konfidensintervallene. P-verdiene i tabellen (tre ***) viser at vi kan forkaste nullhypotesen om at gjennomsnittlig betalingsvillighet er null på minst 0,1 prosent signifikansnivå for alle scenariene. Det betyr at det er mindre enn 0,1 prosent sannsynlighet for å observere de estimerte verdiene dersom den sanne verdien er 0.

hvor oppgitt betalingsvilje er høy. Økningen i estimert betalingsvillighet for å unngå 72 timers avbruddsvarighet skyldes at vi har utelatt noen respondenter som har oppgitt nullsvar for alle varigheter, og som rammes av et kriterium i beslutningsreglene som utelater observasjoner med lik oppgitt betalingsvilje for å unngå 1 minutt som for 72 timer.

Tabell 3.4 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1 min	2 t	6 t	24 t	72 t
Gjennomsnittlig betalingsvillighet	49.32*** [24.24, 74.40]	190.8*** [130.2, 251.4]	586.8*** [456.2, 717.5]	1694.2*** [1277.7, 2110.7]	3625.1*** [2998.1, 4252.1]
Antall observasjoner	244	248	266	275	278

95 % konfidensintervall i klammeparentes. Antall observasjoner varierer pga ulikt antall vet-ikke svar.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

3.3.2 Følsomhet knyttet til én ekstremobservasjon med høy oppgitt betalingsvillighet

Det finnes én respondent i utvalget hvis oppgitte betalingsvillighet er ekstremt høy sammenliknet med resten av utvalget, men likevel ikke defineres som protestobservasjon eller rammes av beslutningsreglene. Respondenten oppgir beløp utenfor betalingsskalaens rekkevidde, som angitt i Tabell 3.5.

Tabell 3.5 Oppgitt betalingsvillighet utenfor betalingsskalaens rekkevidde for én respondent som oppgir ekstrem betalingsvillighet, men ikke rammes av protest- eller beslutningsregler

	24t tirs kl 17 jan	72t tirs kl 17 jan	72t lør kl 17 jan	72t tirs kl 17 jan - varslet
Gjennomsnittlig betalingsvillighet	50 000 kr	70 000 kr	70 000 kr	20 000 kr

Tabell 3.6 viser gjennomsnittlig betalingsvillighet når også denne ekstremobservasjonen utelates.

Tabell 3.6 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3, uten én respondent med ekstremobservasjoner av betalingsvillighet

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1 min	2 t	6 t	24 t	72 t
Gjennomsnittlig betalingsvillighet	49.73*** [24.45, 75.01]	191.3*** [130.3, 252.4]	583.2*** [451.7, 714.7]	1518.8*** [1286.9, 1750.8]	3381.4*** [2965.4, 3797.4]
Antall observasjoner	242	246	264	273	276

95 % konfidensintervall i klammeparentes. Antall observasjoner varierer pga ulikt antall vet-ikke svar.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Det fremgår av tabellen at endringen i estimert betalingsvillighet er marginal for å unngå de tre korteste varighetene, men at betalingsvilligheten blir merkbart mindre for å unngå de to lengste varighetene. I tillegg øker presisjonen i estimatet for å unngå de to lengste varighetene ved at konfidensintervallene blir betydelig kortere. Respondentens husholdningsinntekt ligger i intervallet 400.000 til 600.000 kroner. Med 400.000 kroner i

inntekt utgjør 70.000 kroner nesten 18 prosent. Med 600.000 kroner i inntekt utgjør 20.000 kroner tre prosent. Beløpene utgjør dermed mellom tre og 18 prosent av respondentens husholdningsinntekt. Siden vi ikke kjenner den eksakte inntekten er det vanskelig å vurdere rimeligheten i betalingsvillighet. Respondentens (siste) lange avbrudd varte i 25 timer, og på spørsmål om opplevde ulemper ved siste lange avbrudd er det oppgitt "ingen ulemper". De høye beløpene kan derfor være et utslag av hypotetisk skjevhet⁵, eller så kan det være at respondenten har et stort velferdstap ved lange avbrudd som ikke kommer eksplisitt til uttrykk på andre måter i undersøkelsen. Gitt disse momentene vurderer vi at de høyeste beløpene i Tabell 3.7 mest sannsynlig ikke reflekterer reell betalingsvillighet, og utelater også denne respondenten i den videre analysen.

3.3.3 Følsomhet knyttet til varslet avbrudd

Til slutt undersøker vi hvor følsomme resultatene er for antakelsen om at det er inkonsistent å oppgi høyere betalingsvillighet for å unngå varslet enn ikke varslet avbrudd. Hovedantagelsen er at uvarslet avbrudd gir større velferdstap. En innflytelsesrik artikkel av Joskow og Tirole (2007) bruker et eksempel med en person som vurderer å ta heisen. Dersom han er varslet om avbruddet, er det grunn til å tro han vil ta trappen, men om han ikke er varslet, går han kanskje inn i heisen og må være der inntil avbruddet er over. Varsling kan også tilskynde at man lader opp elbilen, kjører opp temperaturen på varmtvannet og termostaten i boligen, og kjøper inn ved før avbruddet skjer. Kontakten på sensitivt elektrisk utstyr trekkes ut, osv. Det *kan* imidlertid også tenkes at respondenter for eksempel irriterer seg mer over, eller gruer seg til varslede avbrudd, hvis de uansett ikke er i stand til å tilpasse seg slik at de unngår kostnader og ulemper.

Respondentene som har oppgitt høyere betalingsvillighet for å unngå varslet enn uvarslet avbrudd er utelatt henhold til i beslutningsregel 3. Tabell 3.7 viser resultatene om vi fører disse tilbake igjen. Vi ser av tabellen at resultatene for å unngå de kortere avbruddene er følsomme for denne endringen. Estimaten blir høyere og konfidensintervallene lengre. For de lengste avbruddene er resultatene robuste for endringen, med små relative endringer i betalingsvillighet og marginalt kortere konfidensintervaller.

Tabell 3.7 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3, uten å utelukke varslede avbrudd

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1 min	2 t	6 t	24 t	72 t
Gjennomsnittlig betalingsvillighet	71.87*** [39.05, 104.7]	234.6*** [159.8, 309.4]	640.5*** [510.5, 770.5]	1573.6*** [1349.1, 1798.1]	3390.6*** [2998.9, 3782.3]
Antall observasjoner	272	281	301	308	310

95 % konfidensintervall i klammeparentes. Antall observasjoner varierer pga ulikt antall vet-ikke svar.

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

⁵ Hypotetisk skjevhet oppstår i stated preference undersøkelser når respondenter i felt- eller labeksperimenter oppgir en høyere betalingsvillighet enn hva man faktisk betaler når man bruker egne penger, fordi man vet at ingen faktisk vil avkreve beløpet man oppgir i undersøkelsen. (Loomis, 2011)

Fra en praktisk synsvinkel er det i dette utvalget liten forskjell på beslutningsregel 1, 2 og 3. Betalingsvilligheten knyttet til å unngå ett minutts avbrudd er for eksempel 49-50 kroner uansett om man bruker regel 1, 2 eller 3. Betalingsvilligheten knyttet til å unngå 72 timers avbrudd er 3400 kroner når den siste ekstreme observasjonen er ute, 3600 kroner ellers. Vår vurdering er at utvalget bør være basert på beslutningsregel 3, uten ekstremobservasjonen av betalingsvillighet (som omtalt i avsnitt 3.3.2). Dette er også konsistent med tilnærmingen som er brukt i hovedundersøkelsen. Det er vanskelig å se for seg noen grunn til at respondenter skal ha lik eller høyere betalingsvillighet for å unngå avbrudd på ett minutt og tre, eller ett døgn. Vi mener heller ikke at det finnes gode forklaringer på at respondenter skal ha høyere betalingsvillighet for å unngå varslede enn uvarslede avbrudd. Denne typen svar indikerer at respondenter kan ha svart vilkårlig på betalingsvillighetsspørsmålene, og for å sikre at våre estimater reflekterer reell betalingsvillighet mener vi disse observasjonene bør tas ut av utvalget. Vi sitter da igjen med mellom 242 og 276 observasjoner for hvert av scenariene, og har dermed fortsatt et tilstrekkelig datagrunnlag for de videre analysene. I neste avsnitt vurderer vi representativiteten i det endelige utvalget.

3.4 Representativitet og vekting

I det endelige utvalget finner vi at eldre menn er betydelig overrepresentert i forhold til befolkningen som helhet. Tabell 3.8 viser kjønnsfordelingen i ulike alderskategorier i det endelige utvalget vårt basert på beslutningsregel 3, sammenlignet med befolkningen forøvrig.

Tabell 3.8 Andeler i endelig utvalg og befolkning etter kjønn og aldersgruppe

	Kvinne	Mann	Total
Alder 18-29 i utvalg	0.5	1.4	1.9
Alder 18-29 i befolkningen	9.9	10.5	20.4
Alder 30-44 i utvalg	4.1	14.3	18.4
Alder 30-44 i befolkningen	12.5	13.3	25.8
Alder 45-59 i utvalg	6.5	22.6	29.1
Alder 45-59 i befolkningen	12.4	13.0	25.4
Alder 60+ i utvalg	9.2	41.4	50.6
Alder 60+ i befolkningen	15.0	13.3	28.3

Kilde: Norsk Gallup (2017)

Det fremgår av tabellen at unge mellom 18 og 44 år er underrepresentert og at eldre fra 45 år og oppover er overrepresentert. Den største skjevheten er at menn over 60 år utgjør i overkant av 40 prosent av det endelige utvalget, mot 13 prosent i befolkningen for øvrig. Skjevhetene kan langt på vei forklares med et klart flertall av menn og få unge mennesker blant de oppførte abonnentene i bruttoutvalget.

I hovedundersøkelsen er det gjort analyser av samvariasjonen mellom respondentkarakteristikker og betalingsvillighet, som viser at menn i gjennomsnitt oppgir *høyere* betalingsvillighet enn kvinner, og at eldre i snitt oppgir *lavere* betalingsvillighet enn yngre respondenter for noen scenarier. Samme analyse er gjort for

tilleggsundersøkelsen (se avsnitt 3.5 nedenfor), men hverken alder eller kjønn har her signifikant betydning for oppgitt betalingsvillighet for noen av de fem scenariene som er analysert. Dette gir mindre grunnlag for å vekte utvalget enn om alder og kjønn hadde hatt signifikant effekt på betalingsvilligheten.

Vekting er uproblematisk i tilfeller hvor utvalget består av individer som er rekruttert tilfeldig, og man observerer små skjevheter i noen respondentkarakteristika i utvalget sammenlignet med befolkningen for øvrig, som skyldes ren tilfeldighet. Men det finnes også tilfeller hvor man skal være varsom med å vekte. For det første er det i vårt utvalg en 80-20 fordeling mellom menn og kvinner, som vil innebære en betydelig vekt for de relativt få kvinnene som er representert. Om disse kvinnene ikke er representative for kvinner i befolkningen for øvrig vil denne skjevheten blåses opp i utvalget. For det andre er det i prinsippet problematisk å vekte et utvalg med en underliggende seleksjonsmekanisme. Det finnes en underliggende seleksjonsmekanisme dersom det i rekrutteringen av utvalget er ett eller flere forhold som gjør at noen typer mennesker har mindre sannsynlighet enn andre for å bli plukket ut eller melde seg. Om man rekrutterer et utvalg til en tilfredshetsundersøkelse, for eksempel ved å plukke ut hver femte gjest som går ut av et hotell får man et tilfeldig utvalg. Om man i stedet tilbyr alle gjestene muligheten til å svare på eget initiativ ved å benytte en svarkupong i resepsjonen har man en seleksjonsmekanisme, hvor man erfaringsmessig får en overvekt av misfornøyde respondenter. Vekting av et slikt utvalg på alder og kjønn vil ikke eliminere skjevheten i tilfredshet, og kan sågar i noen tilfeller vekte opp de mest misfornøyde om disse skulle være en underrepresentert gruppe i alder og kjønn.

I bruttoutvalget vårt er abonnentene i Eidsivas nettområde plukket ut på bakgrunn av fremstilt krav om kompensasjon etter lange avbrudd som følge av stormer de siste årene. Dette er en seleksjonsmekanisme som gir fare for at det er de mest utilfredse nettkundene som er med i utvalget. Det er også usikkert om disse svarer på spørsmålene om betalingsvillighet medregnet eller fratrukket kompensasjonen de har fått. Hvorvidt denne seleksjonsmekanismen også gjelder for resten av bruttoutvalget er ukjent for oss.

i Tabell 3.9 viser vi estimert betalingsvillighet vektet for utvalgsskjevhetene i alder og kjønn. Vektingen gjøres ved at svarene fra overrepresenterte grupper av respondenter tillegges mindre vekt og underrepresenterte grupper tillegges høyere vekt i estimeringen. Vektene genereres ved å dele andelen i populasjonen på andelen i det endelige utvalget. For kategorien menn i aldersgruppen 18-29 vil for eksempel vekten være $10.5/1.4=7.5$, som vil si at hver observasjon i denne gruppen teller som 7.5 observasjoner i beregningen av gjennomsnittet. Vi ser i Tabell 3.9 sammenliknet med **Feil! Fant ikke referansekilden.** at estimatene i stor grad er robuste for vektingen, men at usikkerheten øker ved at konfidensintervallene blir lengre for de lengste avbruddene.

For å oppsummere, velger vi å gå videre med de uvektede estimatene som angitt i **Feil! Fant ikke referansekilden.** For det første er det prinsipielt vanskelig å argumentere for å vekte et utvalg hvor vektene blir så store og små som de blir i vårt tilfelle, når det kan finnes en underliggende seleksjonsmekanisme i utvalget. Da står vi i fare for å blåse opp utvalgsskjevheter. For det andre kan det heller ikke påvises at alder og kjønn har noen effekt på betalingsvilligheten i tilleggsutvalget, noe som ikke gir grunnlag for å vekte på disse variablene. For det tredje ser vi at usikkerheten i estimatene øker for de lengste avbruddene, spesielt for 72 timers avbrudd. For denne avbruddsvarigheten er den relative endringen i estimatene svært liten (fra 3381 kr til 3305 kr), men konfidensintervallet blir dobbelt så langt for det vektete estimatet. Dette tilsier at vektingen skaper større variasjon i observasjonene av oppgitt betalingsvillighet ved at vi får flere lave og/eller høye observasjoner, uten at det har særlig relativ betydning for

estimatet av gjennomsnittlig betalingsvillighet, noe som også taler imot å gå videre med vektete tall.

Tabell 3.9 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar med beslutningsregel 3, vektet for utvalgsskjevhet

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1 min	2 t	6 t	24 t	72 t
Vektet gjennomsnittlig betalingsvillighet	47.33* [10.91, 83.75]	167.8*** [106.9, 228.7]	540.7*** [406.1, 675.3]	1598.8*** [1312.2, 1885.4]	3305.8*** [2553.8, 4057.9]
Antall observasjoner	242	246	264	273	276

95 % konfidensintervall i klammeparentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

3.5 Samvariasjon mellom oppgitt betalingsvillighet og respondentkarakteristikker

Vi er også interesserte i hvordan oppgitt betalingsvillighet varierer med ulike typer karakteristika ved respondenten. Dette kan både gi oss en indikasjon på hvorvidt undersøkelsen ser ut til å ha fungert som ønsket, og gi interessant informasjon om hvilke faktorer som påvirker hvor mye det er verdt for husholdninger å unngå avbrudd. Man kan for eksempel se for seg at husholdninger som har opplevd mange avbrudd tidligere, kan ha gjort investeringer som reduserer kostnadene og ulempene ved nye avbrudd.

La oss først se på beskrivende statistikk for det endelige utvalget vårt.

Tabell 3.10 Beskrivende statistikk for bakgrunnsvariabler i endelig utvalg

	Antall	Gjennomsnitt	Standard-avvik	Min	Maks
Husholdningsinntekt	498	825991.7	395836.7	100.000	>3.000.000
Alder	430	55.88	13.21	26	84
Mannlig respondent	498	.81	.39	0	1
Opplevd flere enn fire brudd	498	.08	.27	0	1
Lengste opplevde avbrudd 48-71 timer	498	.52	.50	0	1
Lengste opplevde avbrudd over 72 timer	498	.21	.41	0	1
Ikke avhengig av strøm for oppvarming	495	.68	.47	0	1
Alt eller noe strømforbruk er inkludert i husleia	498	.07	.25	0	1
Små eller ingen konsekvenser ved avbrudd	498	.32	.47	0	1
Svar på mobiltelefon	498	0.21	0.40	0	1

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Alder er hentet på fra Kantar TNS' befolkningsregister, som ikke hadde alder registrert for alle.

Gjennomsnittsinntekten til husholdningene i undersøkelsen er i overkant av 825 000 kroner, og respondentene er i snitt 56 år gamle. 81 prosent av respondentene er menn, og åtte prosent oppgir å ha opplevd flere enn fire avbrudd. 52 prosent av respondentene har opplevd avbrudd med varighet mellom 48 og 71 timer, og 21 prosent har opplevd avbrudd med varighet over tre døgn. De resterende 27 prosent har opplevd avbrudd med varighet mellom 24 og 47 timer. Hele 68 prosent oppgir at de ikke er avhengig av strøm for å varme opp boligen sin, og vi tolker dette som at 68 prosent kan varme opp i hvert fall deler av boligen sin ved hjelp av en vedovn eller lignende. Syv prosent har hele eller deler av strømregningen inkludert i husleien, og 32 prosent oppgir at avbrudd får små eller ingen konsekvenser for dem. Omtrent 21 prosent av respondentene besvarte undersøkelsen på mobiltelefon.

Som i hovedundersøkelsen bruker vi midtpunktene på betalingsskalaen, og estimerer en log-log modell hvor oppgitt betalingsvillighet og kontinuerlige variable er log-transformerte. Når vi estimerer en log-transformert modell sikrer vi at den predikerte betalingsvilligheten ikke er negativ, og vi kan i tillegg tolke koeffisientene på de log-transformerte variablene som elastisiteter. Vi estimerer følgende modell:

$$\log WTP_i = \alpha + X'\beta + u_i$$

Her er WTP_i oppgitt betalingsvillighet (basert på midtpunktet) for respondent i . Merk at vi estimerer 13 separate modeller, én for hvert scenario. α er et konstantledd, X' er en vektor av forklaringsvariabler hvor kontinuerlige variabler (inntekt og alder) er log-transformerte, og u_i er restleddet.

Her viser vi kun resultatene for de første fem scenariene, det vil si avbrudd som starter klokken 17 en typisk tirsdag i januar med varighet ett minutt, to timer, seks timer, ett døgn og tre døgn.

Tabell 3.11 Regresjonsresultater, betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Log BV 1 min	Log BV 2 t	Log BV 6 t	Log BV 24 t	Log BV 72 t
Log husholdningsinntekt	-0.105 (-0.35)	-0.0600 (-0.18)	-0.0341 (-0.13)	0.206 (1.20)	0.121 (0.70)
Log alder	-319.5 (-1.72)	38.68 (0.19)	-147.2 (-0.89)	-100.2 (-0.93)	-73.48 (-0.58)
Log alder kvadrert	156.5 (1.72)	-19.22 (-0.19)	71.84 (0.89)	48.91 (0.93)	35.88 (0.58)
Mannlig respondent	0.272 (0.54)	0.493 (0.95)	0.228 (0.52)	-0.191 (-0.75)	-0.0995 (-0.47)
Opplevd flere enn fire lange avbrudd (>24t)	0.741 (1.13)	0.221 (0.37)	-0.151 (-0.28)	-0.419 (-1.38)	-0.206 (-0.66)
Lengste opplevde avbrudd 48-71 timer	0.0924 (0.26)	0.104 (0.26)	-0.206 (-0.73)	-0.110 (-0.60)	0.0358 (0.19)
Lengste opplevde avbrudd over 72 timer	-0.262 (-0.61)	-0.155 (-0.35)	-0.336 (-0.85)	0.122 (0.58)	0.227 (1.09)
Ikke avhengig av strøm for oppvarming	-0.286 (-0.83)	-0.200 (-0.54)	-0.731** (-2.82)	-0.291 (-1.70)	-0.158 (-0.99)
Alt eller noe strømforbruk er inkludert i husleia	0.0807 (0.17)	0.345 (0.72)	0.215 (0.54)	0.151 (0.49)	0.0730 (0.25)
Små eller ingen konsekvenser ved avbrudd	-0.575 (-1.95)	-1.518*** (-4.41)	-0.782** (-2.73)	-0.613*** (-3.50)	-0.460** (-2.65)
Svar på mobiltelefon	0.450 (1.00)	0.654 (1.47)	0.529 (1.45)	0.197 (0.93)	-0.108 (-0.48)
Konstant	1.216 (0.27)	5.944 (1.14)	6.409 (1.73)	3.033 (1.20)	5.333* (2.13)
Observasjoner	212	216	232	238	241
Justert R²	0.008	0.061	0.060	0.068	0.015

t-statistikk i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Vi forventer i utgangspunktet en positiv sammenheng mellom husholdningsinntekt og betalingsvillighet, men det er ingen signifikans her for noen av scenariene. Vi ser også at alder ikke har signifikant effekt på betalingsvilligheten for noen av scenariene vist i tabellen. Selv om man i hovedundersøkelsen fant en tydelig sammenheng mellom respondentens kjønn og oppgitt betalingsvillighet i de fleste scenariene, finner vi ikke denne sammenhengen i tilleggsundersøkelsen. Det er heller ingen signifikant sammenheng mellom betalingsvillighet og hvorvidt man har opplevd flere enn fire avbrudd. Det ser ikke ut som at det er noen forskjeller i oppgitt betalingsvillighet mellom de som tidligere har opplevd avbrudd på ett, to eller tre døgn.

Det kan tenkes at når avbruddsvarigheten allerede har passert ett døgn er det begrenset hvor mye større ulempene blir på marginen. De som ikke er avhengige av strøm for oppvarming ser ut til å ha lavere betalingsvillighet, men denne sammenhengen er kun signifikant for seks timer. Om avbruddsvarigheten blir 24 timer eller lenger vil det ikke lenger bare ha konsekvenser for oppvarming, men også oppbevaring av mat i kjøleskap og fryser, noe som kan være årsaken til at det ikke lenger har en signifikant effekt at man ikke er avhengig av strøm til oppvarming.

At det ikke er en signifikant sammenheng mellom hvorvidt strømutfgifter er inkludert i husleia og oppgitt betalingsvillighet er beroligende, ettersom vi ønsker at respondentene skal oppgi betalingsvillighet uavhengig av hvordan de betaler for strøm. Det er også beroligende at det ikke er tegn til at svarene er systematisk annerledes om undersøkelsen er besvart på mobiltelefon, med liten skjerm og lite berøringstastatur. Imidlertid ser vi en signifikant negativ sammenheng mellom betalingsvillighet og hvorvidt respondenten oppgir at avbrudd har små eller ingen konsekvenser for husholdningen, med unntak for ett minuts avbrudd. Dette er også betryggende fordi det viser at respondentene har svart som forventet på spørsmålene om konsekvenser og betalingsvillighet.

Justert R^2 viser hvor stor andel av variasjonen i betalingsvillighet som forklares av variablene vi har inkludert i modellen, og varierer fra 0,2 prosent til 7 prosent. Dette er en lav forklaringskraft, men den er i samme størrelsesorden som i hovedundersøkelsen. Det er en rekke faktorer som forklarer respondentenes betalingsvillighet for å unngå avbrudd som ikke fanges opp av bakgrunnsvariablene vi har samlet inn informasjon om, og tilleggsundersøkelsen har færre bakgrunnsvariabler enn hovedundersøkelsen grunnet hensyn til lengde. Formålet med regresjonsanalysen er først og fremst å undersøke om tilleggsundersøkelsen ser ut til å ha fungert som ønsket, noe det ikke finnes tegn på at den ikke har gjort.

Liten forklaringskraft i en modell kan delvis skyldes høy grad av korrelasjon mellom forklaringsvariable. Vi har derfor estimert en ny regresjonsmodell, hvor vi har utelatt noen variable hvor korrelasjonen kan være av en viss betydning for de estimerte koeffisientene. Regresjonsresultatene er gitt i Tabell 3.12, og vi ser ingen endringer av særlig betydning når det gjelder signifikans og forklaringskraft (justert R^2) sammenlignet med estimatene i Tabell 3.11.

Tabell 3.12 Regresjonsresultater med redusert modell, betalingsvillighet for å unngå avbrudd tirsdag kl. 17 i januar

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Log BV 1 min	Log BV 2 t	Log BV 6 t	Log BV 24 t	Log BV 72 t
Log husholdningsinntekt	-0.0557 (-0.21)	-0.0817 (-0.27)	0.0887 (0.39)	0.245 (1.59)	0.144 (0.99)
Lengste opplevde avbrudd 48-71 timer	0.157 (0.49)	-0.0620 (-0.17)	-0.302 (-1.19)	-0.153 (-0.90)	0.0379 (0.23)
Lengste opplevde avbrudd over 72 timer	-0.131 (-0.34)	0.0680 (0.16)	-0.337 (-0.89)	-0.0127 (-0.07)	0.108 (0.57)
Ikke avhengig av strøm for oppvarming	-0.449 (-1.42)	-0.226 (-0.65)	-0.701** (-3.07)	-0.299 (-1.92)	-0.154 (-1.08)
Alt eller noe strømforbruk er inkludert i husleia	0.186 (0.40)	0.275 (0.59)	0.175 (0.51)	0.0606 (0.22)	-0.0352 (-0.13)
Små eller ingen konsekvenser ved avbrudd	-0.548* (-2.10)	-1.475*** (- 4.66)	-0.712** (-2.73)	-0.592*** (- 3.85)	-0.446** (-2.94)
Svar på mobiltelefon	0.638 (1.65)	0.528 (1.32)	0.405 (1.25)	0.227 (1.20)	-0.0862 (-0.43)
Konstant	2.472 (0.69)	4.906 (1.20)	4.927 (1.61)	3.840 (1.83)	5.860** (2.97)
Observasjoner	242	246	264	273	276
Justert R^2	0.022	0.073	0.062	0.058	0.021

t-statistikk i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

3.6 Endelige resultater for gjennomsnittlig betalingsvillighet

Tabell 3.12 viser de endelige anslagene for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå hvert av de tretten scenariene, basert på beslutningsregel 3, uten vekting.

Tabell 3.13 Endelige anslag for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd

Scenario	1 min	2 timer	6 timer	24 timer	72 timer
Tirsdag kl. 17 i januar	50 kr	191 kr	583 kr	1519 kr	3381 kr
Tirsdag kl. 09 i januar			485 kr		
Tirsdag kl. 01 i januar			405 kr		
Lørdag kl. 17 i januar			716 kr		3306 kr
Tirsdag kl. 17 i juli			415 kr		2759 kr
Tirsdag kl. 17 i januar, varslet			361 kr		2565 kr

Note: Gjennomsnitt av oppgitt betalingsvillighet basert på midtpunktene i intervallene på betalingsskalaen, med unntak av null, som tolkes som et punktestimat. Protestsvarere, respondenter som verdsetter tappt næringsinntekt og respondenter som svarer inkonsistent (etter beslutningsregel tre) er utelatt.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

4. Test av forskjeller i betalingsvillighet mellom hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen

Tabell 4.1 viser en sammenstilling av de endelige anslagene for betalingsvillighet i hoved- og tilleggsutvalget, og vi ser at estimatene er høyere i tilleggsutvalget for alle 13 scenarier. Tabell 4.2 viser at den prosentvise økningen sammenlignet med hovedundersøkelsen varierer mellom 20 og 72 prosent.

Tabell 4.1 Endelige anslag for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd i hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen, i kroner.

Scenario	1 min		2 timer		6 timer		24 timer		72 timer	
	Hov.	Til.	Hov.	Til.	Hov.	Til.	Hov.	Til.	Hov.	Til.
Tirsdag kl. 17 i januar	37	50	138	191	434	583	1032	1519	2814	3381
Tirsdag kl. 09 i januar					331	485				
Tirsdag kl. 01 i januar					280	405				
Lørdag kl. 17 i januar					506	716			2482	3006
Tirsdag kl. 17 i juli					265	415			1863	2759
Tirsdag kl. 17 i januar, varslet					210	361			1555	2565

Note: Gjennomsnitt av oppgitt betalingsvillighet basert på midtpunktene i intervallene på betalingsskalaen, med unntak av null, som tolkes som et punktestimat. Protestsvarere, respondenter som verdsetter tapt næringsinntekt (kun i hovedundersøkelsen) og respondenter som svarer inkonsistent (etter beslutningsregel tre) er utelatt.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Tabell 4.2 Prosentvis forskjell i endelige anslag for gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå avbrudd i tilleggsundersøkelsen, med hovedundersøkelsens estimater som base (100%)

Scenario	1 min	2 timer	6 timer	24 timer	72 timer
Tirsdag kl. 17 i januar	135 %	138 %	134 %	147 %	120 %
Tirsdag kl. 09 i januar			147 %		
Tirsdag kl. 01 i januar			145 %		
Lørdag kl. 17 i januar			142 %		121 %
Tirsdag kl. 17 i juli			157 %		148 %
Tirsdag kl. 17 i januar, varslet			172 %		165 %

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

4.1 Statistiske tester

Det neste spørsmålet blir om forskjellene mellom resultatene fra hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen er statistisk signifikante, eller om de skyldes variasjoner grunnet tilfeldigheter i utvalgstrekningen. Hvis forskjellene viser seg å være signifikante, vil det også være behov for å se nærmere på tilleggsutvalgets sammensetning før vi treffer en endelig konklusjon, da tilleggsutvalget ikke er tilfeldig rekruttert i befolkningen slik hovedutvalget er, noe som har vært intendert fra starten av. I hvilken grad det endelige utvalget er representativt for populasjonen som har opplevd lange avbrudd har vi ikke grunnlag for å vurdere, da vi ikke har oversikt over denne populasjonen.

Tabell 4.3 viser resultatene av tester for statistisk signifikans i de observerte forskjellene i estimert gjennomsnittlig betalingsvillighet mellom hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen.

Tabell 4.3 P-verdier for tester av nullhypotese om lik gjennomsnittlig betalingsvillighet (t-test) og lik fordeling av betalingsvillighet (ikke-parametrisk test) for å unngå avbruddsscenarier mellom hoved- og tilleggsutvalget.

Scenario	Uparet t-test	Ikke-parametrisk test
1 minutt, tirsdag kl. 17 januar	p=0.431	p=0.005
2 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.110	p=0.050
6 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.031	p=0.001
24 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.000	p=0.000
72 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.028	p=0.000
6 timer, tirsdag kl. 09 januar	p=0.008	p=0.001
6 timer, tirsdag kl. 01 januar	p=0.105	p=0.001
6 timer, lørdag kl. 17 januar	p=0.045	p=0.000
6 timer, tirsdag kl. 17 juli	p=0.004	p=0.000
6 timer, tirsdag kl. 17 januar, varslet	p=0.002	p=0.000
72 timer, lørdag kl. 17 januar	p=0.001	p=0.000
72 timer, tirsdag kl. 17 juli	p=0.141	p=0.000
72 timer, tirsdag kl. 17 januar, varslet	p=0.126	p=0.000

Note: Hovedutvalget vektet mot befolkning, tilleggsutvalget uvektet.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Vi har brukt en uparet t-test av forskjeller i gjennomsnitt og en ikke-parametrisk test⁶ som tester hvorvidt verdiene for betalingsvillighet kan antas å være trukket fra samme

⁶ Wilcoxon Rank Sum test.

sannsynlighetsfordeling, for hvert av de 13 scenariene. Signifikante testresultater ($p < 0.05$) indikerer at betalingsvilligheten mest sannsynlig er ulik mellom undersøkelsene (for t-testen) og at utvalget av respondenter i undersøkelsene har ulik sannsynlighetsfordeling av betalingsvillighet (den ikke-parametriske testen), for hvert av scenariene.

Vi ser at nullhypotesen om likhet i fordeling av betalingsvillighet mellom hoved- og tilleggsutvalget kan forkastes på 5 prosent signifikansnivå for alle 13 scenarier (ikke-parametrisk test). Dette vil si at utvalgene, slik de nå er sammensatt, mest sannsynlig er grunnleggende forskjellige når det gjelder betalingsvillighet for å unngå avbrudd. Spørsmålet om hvorvidt forskjellene kan tilskrives tidligere opplevelser av lange avbrudd, eller om det er andre mekanismer som driver resultatene, blir behandlet i avsnitt 4.2.

For testen av nullhypotesen om lik gjennomsnittlig betalingsvillighet mellom hoved- og tilleggsutvalget (t-test) er resultatene tilsynelatende noe mindre tydelige, da vi i fem av 13 scenarier ikke kan forkaste nullhypotesen om likhet. Det finnes imidlertid noen plausible forklaringer på dette. Den største forskjellen mellom de to testene finner vi for ett minuts avbrudd. Én mulig forklaring er at avbruddsvarigheten er så kort at man ikke forventer noen tydelig forskjell mellom den befolkningsrepresentative gruppen i hovedutvalget og gruppen som har opplevd lange avbrudd i tilleggsutvalget. En annen mulig årsak kan være at t-testen har svakere kraft til å forkaste en feilaktig nullhypotese når forskjellen i utvalgsstørrelsene er stor. I dette tilfellet er estimatene i hovedutvalget basert på fem-seks ganger flere respondenter enn estimatene i tilleggsutvalget. For to timers avbrudd og seks timers avbrudd tirsdag klokken 01 i januar kan vi forkaste nullhypotesen på et signifikansnivå like over det øverste konvensjonelle nivået på ti prosent. For 72 timers avbrudd tirsdag klokken 17 i juli og tirsdag klokken 17 i januar (varslet) er forskjellen i de to testresultatene tilsynelatende stor, men vi er heller ikke her langt unna ti prosent signifikansnivå. Om det virkelig er en systematisk forskjell mellom hoved- og tilleggsutvalget også for disse to scenariene, slik den ikke-parametriske testen viser, kan manglende forkasting av nullhypotesen i t-testene igjen skyldes den store forskjellen i utvalgsstørrelsene. Alternativt kan gjennomsnittlige betalingsvilligheter for å unngå disse to scenariene være relativt like mellom utvalgene, men med svært ulik varians. På bakgrunn av denne diskusjonen legger vi til grunn at det er en sann forskjell i betalingsvillighet mellom de som selv har opplevd lange avbrudd og befolkningen forøvrig. Det neste spørsmålet blir imidlertid om forskjellen skyldes opplevelsen av lange avbrudd alene, eller om det er andre mekanismer som forårsaker dette.

4.2 Seleksjonsmodell

Som nevnt i avsnitt 3.4 har vi en underliggende seleksjonsmekanisme i et utvalg dersom individer har ulik sannsynlighet for å ende opp i utvalget. Om dette er tilfellet, vil utvalget bestå av en viss type individer og vil ikke være representativt for den populasjonen man ønsker å trekke slutninger om. Dette fører til skjeve estimater, all den tid det finnes korrelasjon mellom det man skal estimere og karakteristika ved den type individer som ikke er representert i utvalget.

Det er to aspekter ved tilleggsutvalget som har fanget vår oppmerksomhet på dette området. For det første er det, som tidligere nevnt, en overrepresentasjon av menn over 60 år i utvalget (41 prosent, versus 13 prosent i befolkningen for øvrig). Både alder og kjønn hadde signifikant forklaringskraft for betalingsvillighet i hovedundersøkelsen, hvor menn hadde høyere betalingsvillighet enn kvinner, mens eldre hadde lavere betalingsvillighet enn yngre. Disse faktorene trekker i hver sin retning i vårt tilfelle, men vi kan ikke vite om effektene utligner hverandre. Hvis det finnes en nettoeffekt av alder og kjønn, blir det uklart om det er disse eller opplevelsen av lange avbrudd som driver forskjellene når det er en så betydelig overrepresentasjon av nevnte gruppe. For det

andre utgjør husholdninger i Bergensområdet og omegn omtrent 80 prosent av tilleggsutvalget, og det er usikkert om disse er representative for populasjonen som har opplevd lange avbrudd i landet som helhet sett, som nevnt i forrige avsnitt. Den siste skjevheten er den største, og for å dekke en eventuell seleksjonsmekanisme knyttet til bosted, har vi utnyttet at tilleggsutvalget både har husholdninger lokalisert relativt nært en stor by (Bergen) og i mer landlige strøk i Hordaland, Agder-fylkene og i innlandet. Tanken er at husholdninger nær Bergen sannsynligvis skiller seg lite fra husholdninger nær andre store byer i Norge, og at eventuelle forskjeller mellom bynære og landlige husholdninger i tilleggsutvalget kan gi noen indikasjoner på om tilleggsutvalget, som i et nasjonalt perspektiv for det meste består av husholdninger i landlige strøk, skiller seg fra populasjonen med lange avbrudd forøvrig. Nedenfor følger spesifisering og beskrivelse av modellen.

For å belyse dette har vi benyttet en to-steps seleksjonsmodell som er spesifisert i Vedlegg A. Denne prosedyren innebærer at vi først estimerer en modell for sannsynligheten for at en gitt respondent tilhører en bynær husholdning, basert på utvalgte forklaringsvariable. Deretter sparer vi på sannsynligheten som modellen beregner for hvert individ og bruker den som en egen forklaringsvariabel i en ordinær regresjon av typen som er gjort i avsnitt 3.5 (se Tabell 3.11), for å se om bynært bosted har forklaringskraft for betalingsvillighet (signifikant koeffisient). Dette er imidlertid ikke endemålet. Ved å inkludere bostedssannsynligheten som forklaringsvariabel får vi i prinsippet kontrollert for bosted slik at det blir mindre skjevhet i andre koeffisientestimer, eksempelvis i effekten av økt husholdningsinntekt på betalingsvillighet.

For å vurdere om det er forskjeller i betalingsvillighet mellom bynære og landlige husholdninger velger vi å sette fokus på effekten av økt husholdningsinntekt på betalingsvillighet (inntektselastisiteten på betalingsvillighet), etter at vi nå i prinsippet har kontrollert for bosted. Bakgrunnen for dette valget er at betalingsvillighet i teorien er nært knyttet til husholdningsinntekt, siden inntekten er en knapp ressurs som må fordeles på alle individets ønsker og behov. Ved å derivere uttrykket for betalingsvillighet (modellen vi har estimert) med hensyn til husholdningsinntekt får vi et uttrykk for effekten av økt husholdningsinntekt på betalingsvillighet, bestående av de estimerte koeffisientene fra regresjonen, hvor likheten kan testes mellom bynære og landlige husholdninger. Hvis vi i denne testen ikke kan påvise signifikante forskjeller har vi vist at det i vårt datasett ikke finnes grunnlag for å si at ulik betalingsvillighet delvis kan tilskrives karakteristika ved mennesker som typisk bor henholdsvis bynært og landlig. Dermed har vi økt belegg for å akseptere at betalingsvilligheten er høyere blant husholdninger som har opplevd lange avbrudd sammenlignet med befolkningen for øvrig. Nedenfor følger en gjengivelse av resultatene av testene. Resultatene fra estimeringen av modellen er gitt sammen med den økonometriske spesifiseringen i Vedlegg A.

4.2.1 Testresultater for likhet i marginal betalingsvillighet

Resultatet av en ordinær t-test for avbrudd mellom 1 minutt og 72 timer tirsdag klokken 17 i januar viser at vi kan forkaste nullhypotesen om likhet i marginal betalingsvillighet mellom landlige og bynære husholdninger på 1 prosent signifikansnivå for alle varigheter. Imidlertid er flere av de estimerte koeffisientene som inngår i testene ikke signifikant forskjellige fra null, så vi kan ikke uten videre fastslå at det er en sann forskjell i marginal betalingsvillighet for å unngå avbruddsscenariene mellom landlige og bynære husholdninger selv om t-testen forkaster nullhypotesen på svært lavt signifikansnivå.

Oppsummert betyr dette at vi, basert på datamaterialet vi har og tilnærmingene vi har valgt i kapittel 4, ikke kan slå fast at den høyere estimerte betalingsvilligheten i

tilleggsutvalget skyldes at utvalget for det meste består av en spesiell type husholdninger (landlige, i nasjonal skala). Det betyr at vi ikke har tydelige indikasjoner på at det er andre faktorer enn tidligere erfaringer med lange avbrudd som driver forskjellen mellom tilleggsundersøkelsen og hovedundersøkelsen, og vi legger derfor til grunn at den høyere estimerte betalingsvilligheten i tilleggsutvalget i hvert fall delvis skyldes erfaringer med lange avbrudd. Det er imidlertid ikke belegg for å fastslå at det er erfaringer med lange avbrudd *alene* som skaper forskjellen fra hovedundersøkelsen, basert på foreliggende datamateriale fra tilleggsundersøkelsen.

5. KILE-funksjon for husholdninger basert på husholdninger som har opplevd lange avbrudd

Forrige kapittel konkluderte med anslag for betalingsvillighet for å unngå avbrudd av ulik varighet og under ulike omstendigheter, blant husholdninger som har opplevd lange avbrudd. Vi sier at anslagene stammer fra *tilleggsundersøkelsen*. Tilleggsundersøkelsen supplerer *hovedundersøkelsen*, som var basert på en spørreundersøkelse rettet mot et representativt antall husholdninger, se Vista Analyse og Thema Consulting Group (2017). Neste og siste skritt i denne utredningen er å bruke anslagene fra tilleggs- og hovedundersøkelsen til å beregne en kostnadsfunksjon for avbrutt effekt i husholdninger. I dette kapitlet bruker vi tilleggsundersøkelsens data til å beregne den såkalte $k_{P,ref}$. Vi diskuterer også om justeringsfaktorer for time, dag og måned bør beregnes på grunnlag av tilleggsundersøkelsen, men ender med å basere oss på hovedundersøkelsen. I siste avsnitt (5.8) sammenlikner vi $k_{P,ref}$ fra tilleggsundersøkelsen med den vi fant i hovedundersøkelsen, og foreslår gjennomsnitt som kan kompromisse mellom de to.

Etter hvert som vi skritt for skritt beregner kostnadsfunksjonen basert på tilleggsundersøkelsen, vil vi sammenlikne med hovedundersøkelsen. Enkelte steder vil vi også sammenlikne med *gammel funksjon*, altså den som finnes i forskriften som gjelder når dette skrives.

5.1 Dagens kostnadsfunksjon er utgangspunktet

Utgangspunktet for vår beregning er dagens (gammel) funksjon, som er spesifisert i *Forskrift om økonomisk og teknisk rapportering, inntektsramme for nettvirksomheten og tariffer*, fra NVE. I paragraf 9-2 Avbruddskostnader sies det:

Kostnaden (K_j) for et vilkårlig avbrudd på tidspunkt j , skal beregnes som:

$$K_j = k_{P,ref} \cdot f_{K,m} \cdot f_{K,d} \cdot f_{K,h} \cdot P_{ref}$$

Der

K_j = kostnad i kr for avbrudd på tidspunkt j

P_{ref} = avbrutt effekt i rapporteringspunktet dersom tilsvarende avbrudd hadde skjedd på referansetidspunktet (kWh/h)

$k_{P,ref}$ = spesifikk avbruddskostnad (i kr/kW) på referansetidspunktet for en gitt varighet

$f_{K,m}$ = korreksjonsfaktor for avbruddskostnad (i kr) i måned m

$f_{K,d}$ = korreksjonsfaktor for avbruddskostnad (i kr) på dag d

$f_{K,h}$ = korreksjonsfaktor for avbruddskostnad (i kr) i time h

Kostnadsfunksjonen har samme form for alle kundegrupper, og vi legger denne formen til grunn for vårt forslag for husholdninger.

Vi går nå gjennom leddene i kostnadsfunksjonen ett for ett. Det viser seg praktisk å begynne med faktoren $f_{K,d}$, som tar hensyn til klokkeslett.

5.2 Korreksjon for klokkeslett

Leddets $f_{K,h}$ er gitt ved følgende formel:

$$f_{K,h} = \frac{BV_h}{BV_{ref}}, \text{ der } BV_h \text{ er betalingsvillighet vedkommende klokkeslett. } BV_{ref} \text{ refererer seg}$$

til kl 17.

Tabell 3.13 opplyser om betalingsvillighet for å unngå seks timers avbrudd en tirsdag i januar kl. 01-07 og 09-15 i tillegg til 17-23:

- 485 kroner for et brudd som starter kl. 09, mot 583 kroner hvis det starter kl. 17. Forholdstall 0,83.
- 405 kroner for et brudd som starter kl. 01, mot 583 kroner hvis det starter kl. 17, forholdstall 0,69.

På grunnlag av disse tallene fremkommer følgende sett av $f_{K,h}$ -ledd i tilleggsundersøkelsen, fordelt på de tidsintervallene som brukes for alle brukergrupper i forskriften (Tabell 5.1):

Tabell 5.1 $f_{K,h}$ i tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon

Timer	00-06	06-09	09-12	12-16	16-18	18-21	21-24
Tillegg	0,7	1,0	0,85	0,85	1,0	1,0	0,9
Hoved	0,65	1,05	0,75	0,75	1,05	1,05	0,8
Gammel $f_{K,h}$	0,9	1,0	1,0	1,0	1,1	1,1	1,1

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Faktorene på bakgrunn av tilleggsundersøkelsen *større* forskjeller enn i dagens forskrift. Sammenliknet med hovedundersøkelsen er imidlertid forskjellene *mindre*.

Når det gjelder overgangen fra tidspunktene i undersøkelsen til tidsintervallene i funksjonen, henviser vil til drøftingen i Vista Analyse og Thema Consulting Group (2017).

Alt i alt anbefaler vi å legge til grunn hovedundersøkelsens korreksjonsfaktorer i det videre arbeidet. Det skyldes at hovedundersøkelsen har et større og bredere utvalg, og det er ikke noe å vinne på å konsentrere seg om spurte som har opplevd lange avbrudd. Tvert imot er de fleste avbrudd korte og det er viktig å legge vekt på synspunktene til de som har opplevd korte – og mer generelt alle typer – avbrudd.

Vi gjør oppmerksom på at korreksjonsfaktorer for time påvirker funksjonen $k_{P,ref}$. Derfor er det nødvendig å slå fast timeskorreksjonsfaktorene før vi diskuterer $k_{P,ref}$.

5.3 Korreksjon for dag

Leddets $f_{K,d}$ er gitt ved følgende formel:

$$f_{K,d} = \frac{BV_d}{BV_{ref}}, \text{ der } BV_d \text{ er betalingsvillighet vedkommende dag. } BV_{ref} \text{ refererer seg til}$$

tirsdag.

Tabell 3.13 gir to anslag for betalingsvillighet på lørdag og tirsdag for tilsvarende avbrudd:

- 716 kr på lørdag, mot 583 kr på tirsdag for å unngå et avbrudd på seks timer. Forholdstall 1,23.
- 3306 kr på lørdag, mot 3381 kr på tirsdag for å unngå et avbrudd på 72 timer. Forholdstall 0,98.

Av disse legger vi vekt på avbruddet på seks timer når vi utformer korreksjonsfaktorer bygget på tilleggsundersøkelsen. Sekstimersavbruddet gir et rent anslag på forskjellen mellom tirsdag og lørdag. Det andre alternativet, 72-timersavbruddet gjelder perioden fra lørdag kl. 17 til tirsdag kl. 17 i det ene tilfellet (3306 kr), og fra tirsdag kl. 17 til fredag kl. 17 i det andre tilfellet (3381 kr) i det andre tilfellet. Begge disse periodene inneholder hverdager, ingen inneholder hele helgen og man får ikke like skarpt frem skillet mellom helg og hverdag. For øvrig er et forholdstall på 0,98 nesten å betrakte som 1,00, altså at de to periodene betraktes likt. Blant de spurte i hovedundersøkelsen fremsto periodestart lørdag ettermiddag som noe bedre enn periodestart tirsdag ettermiddag.

Når vi tar for oss alle dagene, fremkommer følgende sett av $f_{K,d}$ -ledd på bakgrunn av tilleggsundersøkelsen (Tabell 5.2):

Tabell 5.2 $f_{K,d}$ basert på tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon

Dag	Ukedag	Lørdag	Søn-/helligdager
Tillegg	1,0	1,2	1,2
Hoved	1,0	1,15	1,15
Gammel $f_{K,d}$	1,0	1,1	1,1

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Vi har ingen kunnskap om betalingsvilligheten på søndag/helligdag utover det som eventuelt kan leses ut av svarene på spørsmålet om 72 timer. Vi velger å gjøre som i nåværende funksjon, nemlig å tilordne søndag/helligdag samme faktor som lørdag. Andre hverdager behandles som tirsdag. De spurte i tilleggsundersøkelsen legger noe større vekt på lørdag/helg enn de spurte i hovedundersøkelsen.

Vi har nå «massert» rådataene fra tilleggsundersøkelsen for å komme frem til en korreksjonsfaktor bygget på denne undersøkelsen, altså tallet 1,2. Vår anbefaling til NVE er likevel å bruke dataene fra hovedundersøkelsen til KILE-funksjonen. Det skyldes samme resonnement som i tilfellet korreksjon for time: De fleste avbrudd er korte og man vinner ikke noe på begrense seg til et mindre utvalg som alle har opplevd lange avbrudd. Snarere er det omvendt, det er en fordel med et bredt og stort utvalg, som i hovedundersøkelsen.

5.4 Korreksjon for måned

Leddene $f_{K,m}$ er gitt ved følgende formel:

$$f_{K,m} = \frac{BV_m}{BV_{ref}},$$
 der BV_m er betalingsvillighet vedkommende måned. BV_{ref} refererer seg til januar.

I Tabell 3.13 for betalingsvillighet har vi to anslag som gir grunnlag for å sammenligne betalingsvillighet i juli med betalingsvillighet i januar:

- 415 kr i juli versus 583 kroner i januar for å unngå et seks timers avbrudd. Det gir et forholdstall på 0,71.
- 2759 i juli versus 3381 i januar for å unngå et 72 timers avbrudd. Det gir et forholdstall på 0,82.

Ettersom seks timers avbrudd er vanligere enn 72 timer, legger vi forholdstallet ved seks timer til grunn for et avbrudd i juli sammenliknet med januar. Når vi tar for oss alle månedene, fremkommer følgende sett av $f_{K,m}$ -ledd basert på tilleggsundersøkelsen (Tabell 5.2).

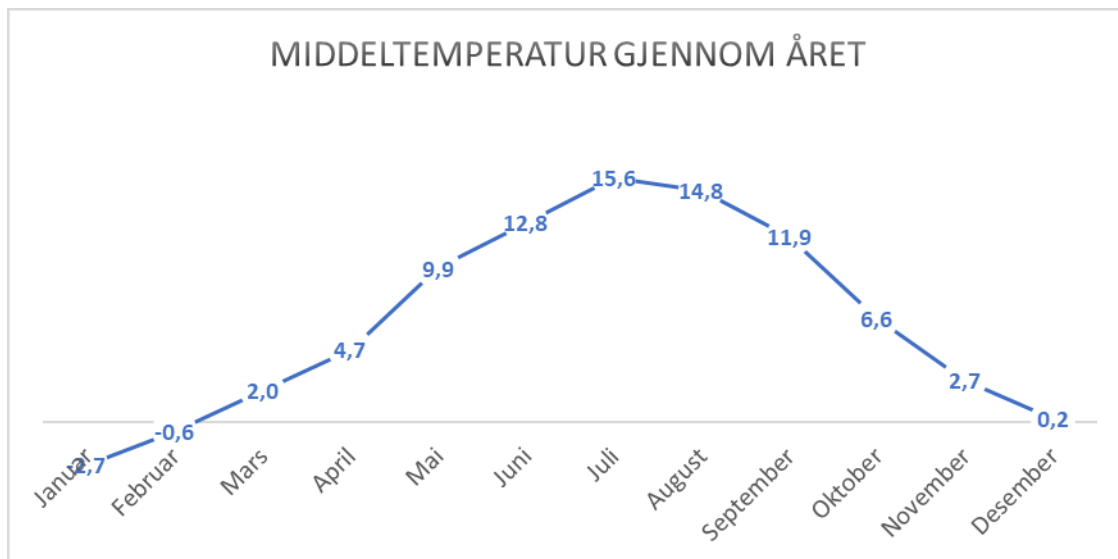
Tabell 5.3 $f_{K,m}$ basert på tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon

Måned	Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
Tillegg	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7	0,8	0,9	0,9	1,0
Hoved	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,7	0,6	0,6	0,7	0,9	0,9	1,0
Gammel	1,0	1,0	0,9	0,9	0,9	0,8	0,8	0,8	1,0	1,0	1,0	1,0
$f_{K,m}$												

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

I tilleggsundersøkelsen går betalingsvilligheten i juli og august ned til 0,7, mot 0,6 i hovedundersøkelsen. Forskjellen mellom «tillegg» og «hoved» er lagt til perioden juni-september, og er en konsekvens av at betalingsvilligheten i juli og august går mindre ned i «tillegg».

Intuisjon til forløpet for $f_{K,m}$ -leddet kan man ellers få ved å se på norske temperaturserier. I Figur 5.1 under viser vi gjennomsnittet av middeltemperaturer per fylke, vektet med befolkningen i fylket, over femårsperioden 2012-2016. Figuren viser en klokkeformet kurve der juli er varmest og januar er kaldest. Det kan være fornuftig å la $f_{K,m}$ -leddet speile en tilsvarende fasong.

Figur 5.1 Befolkningsvektet middeltemperatur gjennom året

Kilde: Reprodusert fra Vista Analyse og Thema Consulting (2017). Note. Temperatur ved sentral værstasjon per fylke, vektet med befolkning, 2012-2016.

Vi har nå «massert» rådataene fra tilleggsundersøkelsen for å komme frem til korreksjonsfaktorer for måned bygget på denne undersøkelsen. Vår anbefaling til NVE er likevel å bruke dataene fra hovedundersøkelsen til månedskorreksjon i KILE-funksjonen. Det skyldes samme resonnement som i tilfellet korreksjon for time og dag: De fleste avbrudd er korte og man vinner ikke noe på å begrense seg til et mindre utvalg som alle har opplevd lange avbrudd. Snarere er det omvendt, det er en fordel med et bredt og stort utvalg, som i hovedundersøkelsen.

5.5 Betalingsvillighet per standard effektenhet

Leddene $k_{P,ref}$ er benevnt i kr/kW, der kronebeløpet er hentet fra betalingsvilligheten for å unngå avbrudd av en viss lengde, og kW er det standardiserte effektforbruket for samme lengde (en form for gjennomsnitt). Leddet er nærmere diskutert i Vista Analyse og Thema Consulting (2017) i forbindelse med hovedundersøkelsen.

Vi finner standardisert effektforbruk fra nettstedet fasit.no, jf. Vista Analyse og Thema Consulting (2017). Tallet vi bruker, er 3,45 kW. Dette er ment å vise øyeblikksforbruket kl 17.00 en hverdag i januar. Den befolkningsvektede gjennomsnittstemperaturen er beregnet til -2,7 grader, jf Figur 5.1.

Neste skritt er å dividere tallene for betalingsvillighet knyttet til referansetidspunktet tirsdag kl. 17 i januar, fra Tabell 3.13, på tallet 3,45. Resultatet av denne øvelsen er gitt i Tabell 5.4.

Tabell 5.4 Anslått betalingsvillighet for å unngå avbrudd i kr per kW knyttet til referansetidspunktet – $k_{P,ref}$ basert på tilleggsundersøkelsen

Scenario	1 min	2 timer	6 timer	24 timer	72 timer
Tirsdag kl. 17 i januar	15	55	169	441	981

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Det er ønskelig å utforme en funksjon på grunnlag av disse tallene, jf. hvordan $k_{P,ref}$ er beskrevet i dag. Vi lar tallet 15 kr/kW representere alle avbrudd opp til et minutt. For øvrig lager vi lineære funksjoner mellom hvert punktanslag i tabellen, der vi også tar hensyn til at timeskorreksjonsfaktorene for 2, 24 og 72 timer er forskjellig fra 1,0, jf Vista Analyse og Thema Consulting (2017). Tabellen har med tallene fra hovedundersøkelsen, og fra gammel funksjon, for referansens skyld

Tabell 5.5 Ny $k_{P,ref}$ basert på tilleggsundersøkelsen, sammenliknet med hovedundersøkelsen og gammel funksjon

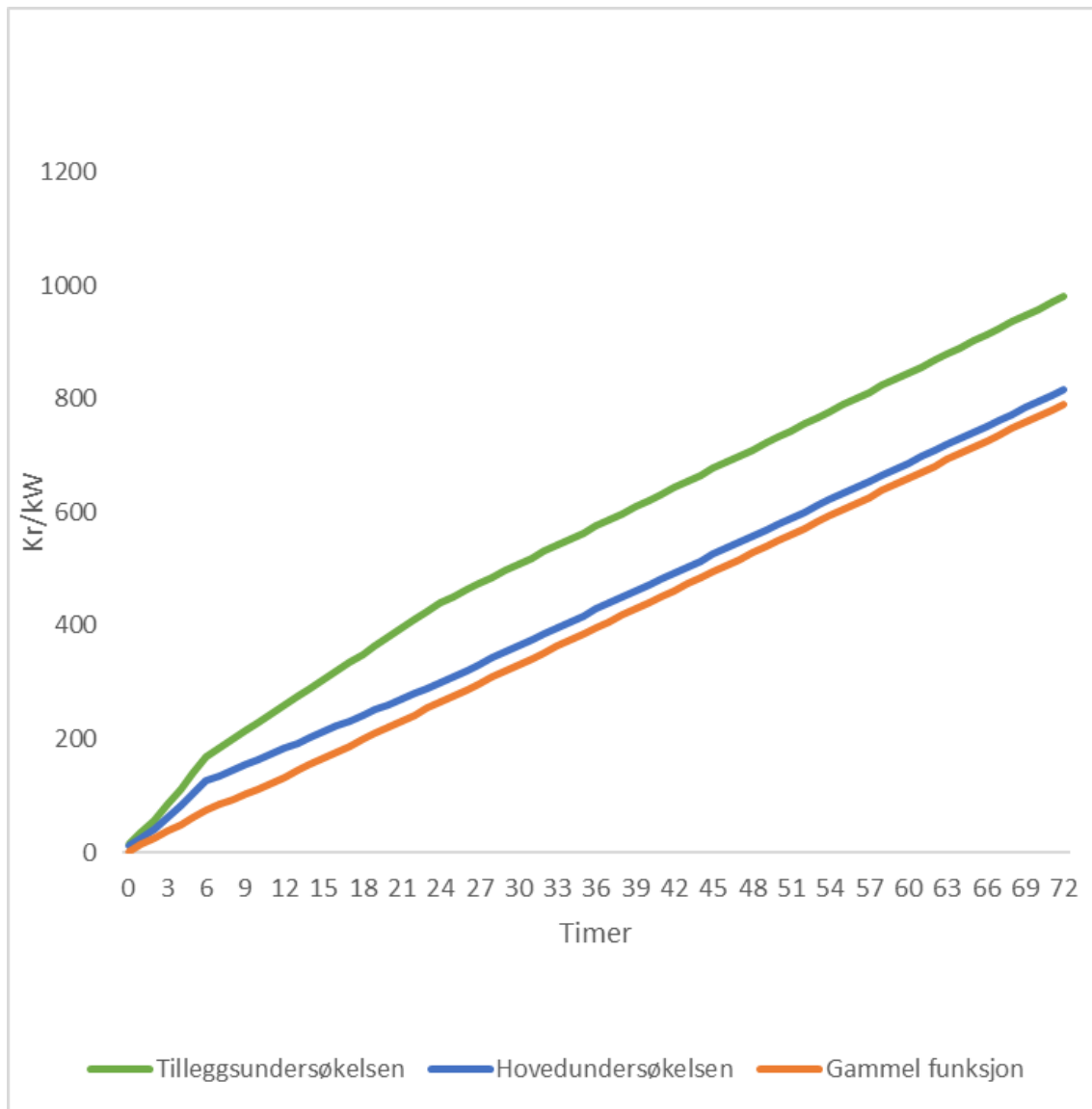
Under-søkelse	(0,1 min)	[1 min, 2 t)	[2 t, 6 t)	[6 t, 24 t)	[24 t, 72)	[72 t, ∞)
Tillegg	15	15+19,1* t	53+29,1*(t-2)	169+20,1*(t- 6)	530+13,5*(t- 24)	1180+13,5*(t- 72)
Hoved	11	11+13,7* t	38+21,9*(t-2)	126+13,0*(t- 6)	360+13,0*(t- 24)	984+13,0*(t- 72)
Gammel funksjon	1,2+11*t	1,2+11*t	1,2+11*t	1,2+11*t	1,2+11*t	1,2+11*t

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group. Kroneverdi per april-mai 2017

Vi ser her en $k_{P,ref}$ -funksjon der stigningstallet i tilleggsundersøkelsen varierer mellom 13,5 og 29,1. Hovedundersøkelsen har til sammenlikning stigningstall mellom 13,0 og 21,9. Gammel funksjon har 11,0 som stigningstall når det regnes i 2017-kroner. Konstanten i tilleggsundersøkelsen er 15, mot 11 i hovedundersøkelsen og 1,2 (i 2017-kroner) i gammel funksjon.

Visuelt ser de tre funksjonene ut som i Figur 5.2. Funksjonen basert på tilleggsundersøkelsen ligger markert over *Hovedundersøkelsen* og *Gammel funksjon*.

Figur 5.2 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd per kW som funksjon av tid. Tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon (Funksjonen $k_{P,ref}$)

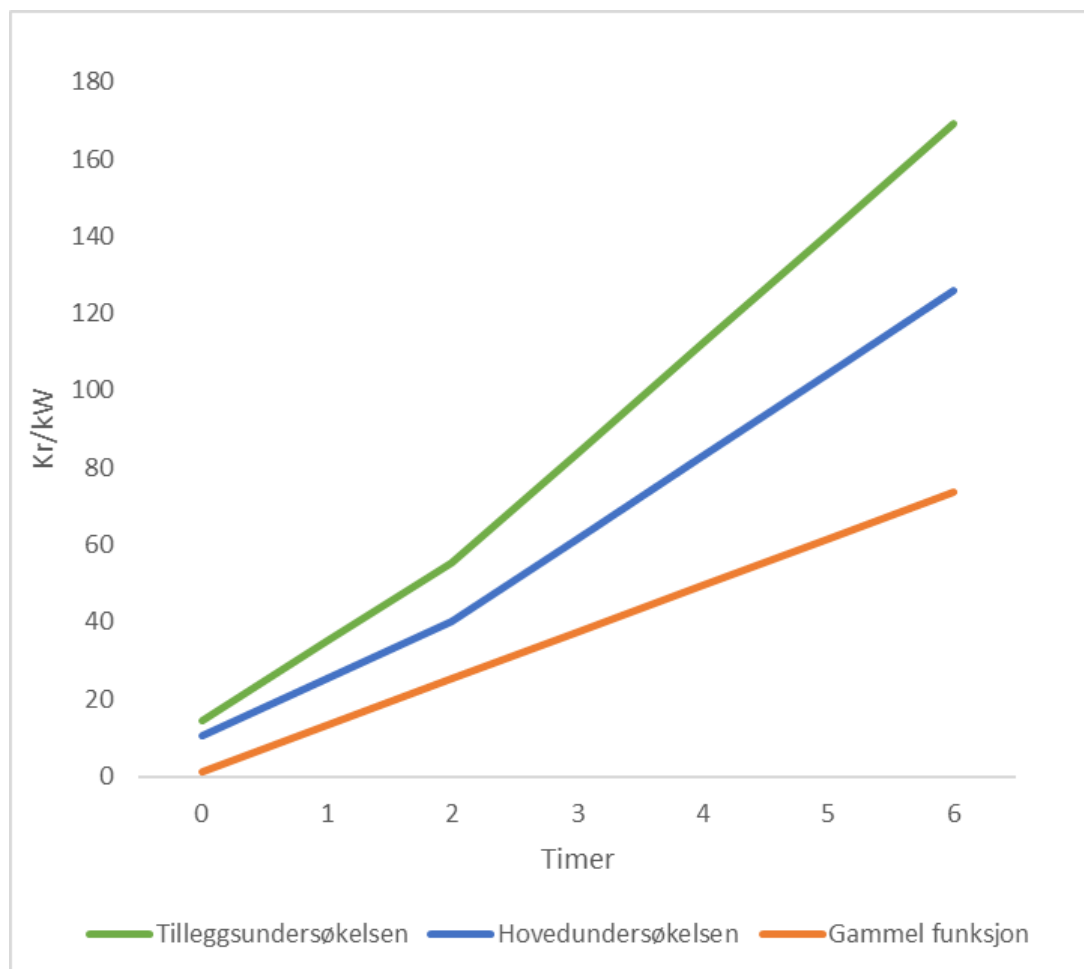


Note: Funksjonene samler $K_{P,ref}$ og korreksjonsfaktorene med start kl 17 en hverdag i januar

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group. Kroneverdi per april-mai 2017

Dersom vi begrenser oss til perioden null til og med seks timer, som omfatter de fleste avbruddene, ser funksjonene ut som i Figur 5.3. Et kort avbrudd på inntil et minutt vurderes henimot 40 prosent høyere i tilleggsundersøkelsen enn hovedundersøkelsen (15 mot 11 kr) og begge verdiene er langt høyere enn gammel funksjon (1,1 kroner). Et avbrudd på fire timer vurderes 35 prosent høyere i tilleggsundersøkelsen enn hovedundersøkelsen (113 mot 83), osv.

Figur 5.3 Betalingsvillighet for å unngå avbrudd per kW som funksjon av tid. Tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon i intervallet null til seks timer



Note: Funksjonene samler $K_{P,ref}$ og korreksjonsfaktorene med start kl 17 en hverdag i januar

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group. Kroneverdi per april-mai 2017

5.6 Varslet avbrudd er mindre ubekvent

Tabell 3.13 gir bakgrunn for å vurdere kostnaden av varslet avbrudd sammenliknet med uvarslet:

- 261 kr ved varslet, mot 583 kr ved uvarslet avbrudd på seks timer, et forholdstall på 0,62.
- 2565 kr ved varslet, mot 3381 kr ved uvarslet avbrudd på 72 timer, et forholdstall på 0,76.

Dette gir på bakgrunn av tilleggsundersøkelsen følgende korreksjon for varslet avbrudd (Tabell 5.6)

Tabell 5.6 Faktor for varslet avbrudd i tilleggsundersøkelsen, hovedundersøkelsen og gammel funksjon

	Uvarslet	Varslet
Tillegg	1,0	0,65
Hoved	1,0	0,5
Gammel faktor	1,0	0,9

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

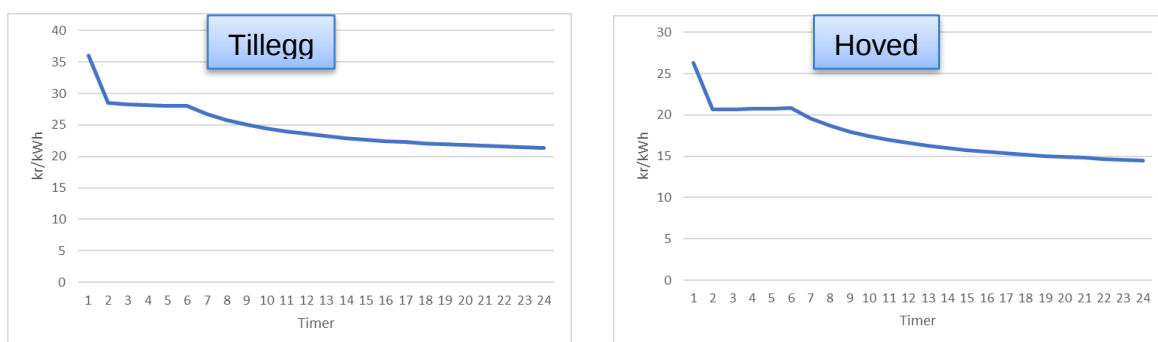
Tilleggsundersøkelsens resultat innebærer, som man ser, en relativt stor endring fra gammel funksjon, men ikke så stor som hovedundersøkelsen ga til resultat.

Vår anbefaling til NVE er å bruke dataene fra hovedundersøkelsen til månedskorreksjon i KILE-funksjonen. Det skyldes samme resonnement som i tilfellet korreksjon for time, dag og sesong: De fleste avbrudd er korte og man vinner ikke noe på begrense seg til et mindre utvalg som alle har opplevd lange avbrudd. Snarere er det omvendt, det er en fordel med et bredt og stort utvalg, som i hovedundersøkelsen.

5.7 Kostnadsfunksjoner regnet per kWh

I enkelte sammenhenger kan det være nyttig å kjenne kostnadsfunksjonen regnet per kWh. Det kan argumenteres for at når en husholdning oppgir betalingsvillighet for å unngå strømavbrudd i for eksempel to timer, så er det antall kWh over perioden husholdningen har betalingsvillighet for. Det kan da være naturlig å dividere oppgitt betalingsvillighet med antall kWh over perioden.

I Figur 5.4 har vi gjort dette. Figuren antyder en fallende tendens i betalingsvillighet for kWh som funksjon av timer avbrudd, men med enkelte flate partier. På lang sikt går betalingsvilligheten mot 11,3 kr/kWh.

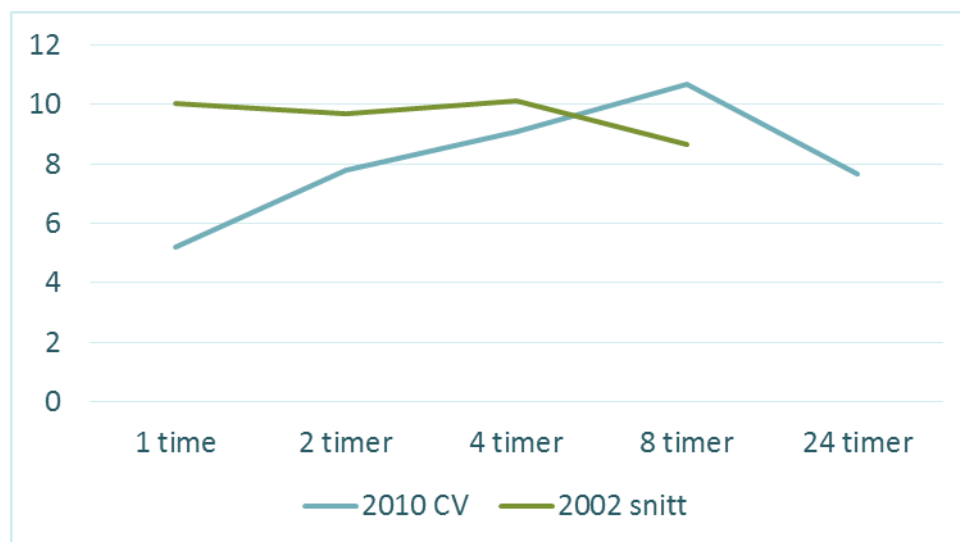
Figur 5.4 Avbruddskostnader per time på referansetidspunktet i tilleggsundersøkelse (venstre) og hovedundersøkelse (høyre), kr per kWh

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group. Kroneverdi per april-mai 2017

Det er slående hvor visuelt lik funksjonen i tilleggsundersøkelsen er funksjonen i hovedundersøkelsen. Til tross for at tilleggsundersøkelsen kun omfatter respondenter som har opplevd lange avbrudd, består forskjellen mellom undersøkelsene visuelt sett bare i at nivået for betalingsvilligheten er høyere i tilleggsundersøkelsen. Det ser ikke ut som erfaringen med lange avbrudd får respondentene til å vurdere lange avbrudd noe annerledes i forhold til korte avbrudd, enn andre respondenter.

Formen på funksjonen i Figur 5.4 kan sammenliknes med de tidligere norske undersøkelsene vist i Figur 5.5. Den fallende tendensen er lik den i 2002-undersøkelsen, mens 2010-undersøkelsen viste en topp ved åtte timer. Ellers kan vi legge merke til at kronebeløpet per kWh er betydelig høyere i 2017 enn i 2002 og 2010. Det ville vært tilfellet selv om vi hadde inflasjonsjustert de tidligere resultatene.

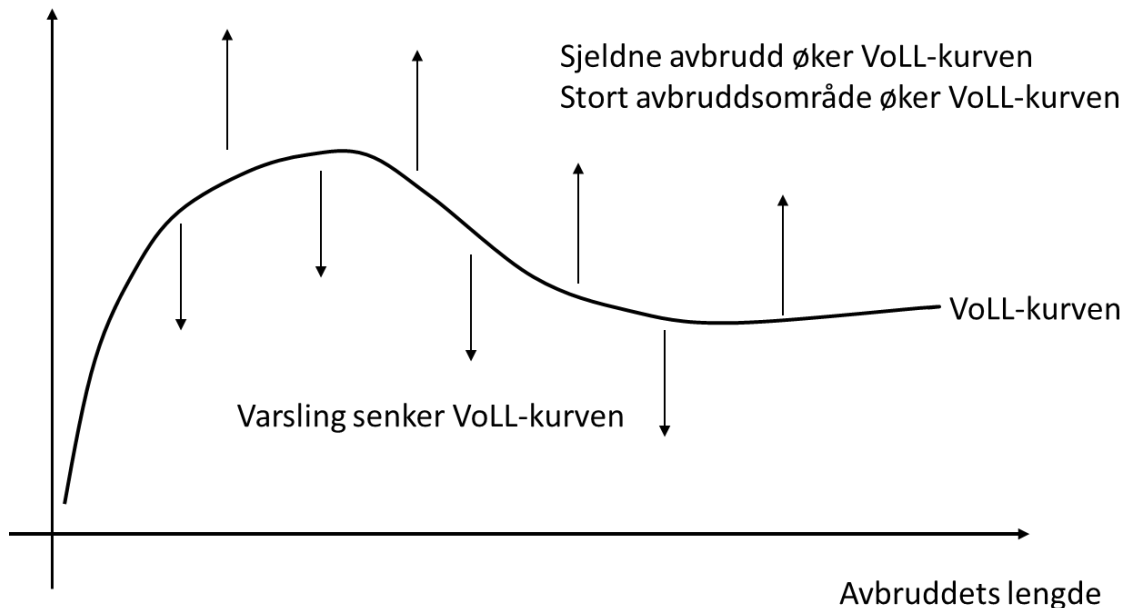
Figur 5.5 Avbruddskostnad per time som funksjon av kWh, 2002 og 2010-undersøkelsene



Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting (2016)

Formen på funksjonen i Figur 5.4 kan også sammenliknes med den hypotetiske VoLL-kurven som ble presentert i Vista Analyse og Thema Consulting (2016), se Figur 5.6. Vista og Thema lanserte en hypotese om at helt korte avbrudd gir liten kostnad: «For eksempel kan et kortvarig strømbrydd føre til at middagen blir et kvarter forsinket. Det er til å leve med, og etterspørselskurven etter strøm kl 17 er flat så lenge man får strøm kl. 17.15.» Et noe lenger avbrudd skulle ifølge Vista og Thema gi høyere kostnad regnet per kWh: «Et langvarig strømbrydd fører kanskje til at man ikke får middag i det hele tatt.» På enda lengre sikt mente Vista og Thema at kurven kunne falle og flate ut, og også reverseres, på grunn av det de kalte en tilvenningseffekt: «På lengre sikt overtar tilvenningseffekten (vedovn, middag hos venner (med strøm) i en annen by). Dersom strømbryddet skulle vare usedvanlig lenge, kan det tenkes at tilvenningseffekten ebber ut eller begynner å reverseres (vedovn mindre eksotisk, ulempene med å mangle varmtvann blir tydeligere, kan ikke utnytte venners gjestfrihet i lengden).».

Figur 5.6 Prinsippskisse for avbruddskostnad per kWh (VoLL) hentet fra Vista Analyse og Thema Consulting (2016)



Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting (2016)

Den empiriske funksjonen i Figur 5.4 bekrefter ikke fullt ut hypotesen til Vista og Thema. Spesielt viser empirien at helt korte avbrudd har en meget høy kostnad regnet per kWh (og kW) på grunn av de faste kostnadene knyttet til avbrudd. Det er for så vidt riktig at med et kvarters avbrudd blir middagen et kvarter forsinket. Men irritasjonen knyttet til dette, og andre sider ved at strømforsyningen avbrytes, utgjør ifølge empirien en fast kostnad som i et kortvarig avbrudd skal utliknes på et meget lite antall kWh. Dermed blir VoLL høy for kortvarige avbrudd.

Den videre utviklingen i Figur 5.4, fra 2 timer og utover, kan sies å bekrefte hypotesen ganske godt. I fasen 2-6 timer stiger riktignok kostnaden bare meget svakt, før den begynner å falle i tråd med «tilvenningshypotesen». Det er ikke nevneverdig forskjell i tilvenningseffekt mellom husholdninger som har opplevd lange avbrudd (tilleggsundersøkelsen) og de som ikke har det (hovedundersøkelsen).

Vi har også sett at varsling reduserer avbruddskostnaden, noe som er i tråd med hypotesen i Vista Analyse og Thema Consulting (2016).

5.8 Samlet vurdering og anbefaling

Situasjonen er altså at betalingsvilligheten blant husholdninger som har opplevd lange avbrudd, ligger over betalingsvilligheten i befolkningen for øvrig. Vi har testet om forskjellen i betalingsvillighet mellom de to gruppene er tilfeldig, og konkludert at det er den ikke (kapittel 4). Spørsmålet er da hvilke anslag vi vil anbefale NVE å legge vekt på i utarbeidelsen av ny KILE-funksjon for husholdninger.

Formålet med KILE er å bidra til bedre ressursallokering, ved at nettselskapene veier forventet nytte opp mot forventet kostnad av marginale nettforsterkningstiltak (og andre tiltak). Nyten av nettforsterkningstiltak består helt eller delvis av reduksjon i sannsynlighet for avbrudd multiplisert med betalingsvilligheten for å unngå avbrudd (KILE-satsen). Høyere betalingsvillighet kan derfor føre til at flere tiltak blir gjennomført.

For å oppnå best mulig ressursallokering er det viktig at det så langt som mulig er den samme gruppen husholdninger som uttrykker betalingsvillighet og som betaler kostnaden. Hvis ikke, er man ikke garantert at forventet nytte balanserer mot kostnad for de som opplever nytte og betaler for tiltaket. Nettselskapene ville i så tilfelle gjennomføre færre tiltak enn de som betaler er villige til å betale for, eller for mange tiltak, alt ettersom. Merk at det i henhold til dette kriteriet ikke er interessant *hvordan* husholdningene danner sin betalingsvillighet. Det er ikke interessant i seg selv om de har opplevd avbrudd før eller liknende. Det viktige spørsmålet er om det er samsvar mellom betalingsvillighet og kostnad blant de som skal betale. Det er det som økonomisk sett ligger i påstanden om at KILE bidrar til bedre ressursallokering.

I valget mellom tilleggsundersøkelsen og hovedundersøkelsen bør man derfor legge mest vekt på den undersøkelsen som best får fram betalingsvilligheten til de som skal betale for tiltakene som blir utløst av ny KILE. Vi diskuterer lange avbrudd i det videre og kommer tilbake til korte avbrudd mot slutten.

Hvem er det så som får nytte av tiltak mot lange avbrudd, og hvem betaler? Når det gjelder hvem som betaler så vet vi at både Statnett og lokale nettselskaper gjør tiltak for å forsterke nettet. Statnetts kostnader deles på alle landets kunder. Lokale nettselskapers tiltak deles i hovedsak på kundene i det aktuelle nettområdet. Lokale nettselskapers kostnader er i sum større enn Statnett sine.

For å finne ut om tiltak mot lange avbrudd i et nettområde er verdt kostnaden, bør man derfor spørre kundene i de nettområdene som har sannsynlighet for lange avbrudd. Ett spørsmål er hvor mange nettområder det gjelder, og mer generelt, hvordan sannsynlighet for lange avbrudd er fordelt mellom nettområder.

Når en har identifisert de nettområdene som har sannsynlighet for lange avbrudd, melder et annet spørsmål seg: Hvor stor andel av kundene i disse områdene har erfaring med lange avbrudd?

Vi kan formalisere disse spørsmålene noe, før vi konkluderer om det er resultatene fra hovedundersøkelsen eller tilleggsundersøkelsen, eller et gjennomsnitt av de to, som skal legges til grunn når det gjelder lange avbrudd.

Spørsmålet om hvilken vekt et nettselskap legger på lange avbrudd

Mange, kanskje de fleste tiltak har effekt mot avbrudd av flere lengder. Anta at det bare forekommer korte og lange avbrudd. Nytten av et tiltak mot avbrudd kan da være

$$\text{Forventet nytte} = \Delta p_k BV_k + \Delta p_l BV_l$$

Δp_k = endring i sannsynligheten for korte avbrudd som følge av tiltaket

BV_k = betalingsvilligheten for å unngå korte avbrudd

Og tilsvarende for l – lange avbrudd.

I et område der lange avbrudd knapt forekommer, kan vi anta at nytten knyttet til å redusere sannsynligheten for lange avbrudd er liten, dvs $\Delta p_l \approx 0$. Det betyr at betalingsvilligheten for å unngå lange avbrudd ikke vil telle i dette nettområdet.

La α være en parameter som viser hvilken vekt et nettselskap legger på lange avbrudd i sitt nettområde. Vi kan skrive

$$\text{Forventet nytte} = \Delta p_k BV_k + \alpha \Delta p_l BV_l$$

Her er Δp_l normert til den endringen i sannsynlighet man oppnår i områder der de fleste lange avbruddene skjer. I et nettområde der lange avbrudd knapt forekommer, vil α være nær 0. I et område der lange avbrudd forekommer i større grad, vil betalingsvilligheten for å unngå lange avbrudd telle med og α ligger nærmere 1. Dette er første poeng.

Spørsmålet om andelen av kunder som har opplevd lange avbrudd

Anta at det finnes to grupper i et nettområde, nemlig de som har opplevd lange avbrudd og de som ikke har. Betalingsvilligheten for å unngå lange avbrudd er et gjennomsnitt over disse gruppene. La β være en parameter for andelen som har opplevd lange avbrudd. Vi kan da skrive

$$BV_l = (1 - \beta)BVI_l + \beta BVO_l$$

Her er BVI betalingsvilligheten til de som ikke har opplevd lange avbrudd. BVO er betalingsvilligheten til de som har opplevd lange avbrudd. Dersom β er nær 1, er gjennomsnittlig betalingsvillighet dominert av husholdninger som har opplevd lange avbrudd. Dersom β er nær 0, er gjennomsnittet dominert av husholdninger som ikke har opplevd lange avbrudd. Dette er andre poeng.

Vi anbefaler å undersøke de to spørsmålene nærmere

Hvilken betalingsvillighet som skal benyttes for å anslå betalingsvillighet for å unngå lange avbrudd, kommer da an på *både* α og β , dvs. både innslaget av tiltak mot lange avbrudd og andelen som har opplevd lange avbrudd. Hvis både α og β er nær 1, skal vi bruke betalingsvilligheten til de som har opplevd lange avbrudd, altså tilleggsundersøkelsen.

Det er ingen opsjon å bruke én KILE-sats i nettområder med mange lange avbrudd og en annen i nettområder med få lange avbrudd. Fra et praktisk synspunkt er det derfor to spørsmål av betydning for spørsmålet vi drøfter:

1. Hvordan er (omfanget av tiltak som reduserer) sannsynligheten for lange avbrudd fordelt mellom nettområder? Dette dreier seg om α . Er det høy α i visse nettområder og lav α i andre? Det taler isolert sett for å bruke tilleggsundersøkelsen. Eller er α jevnt fordelt rundt en medium α ? Det taler for å bruke hovedundersøkelsen.
2. Hvor stort er innslaget av individer som har opplevd lange avbrudd? Dette dreier seg om β . Er β høy? Det taler for å bruke tilleggsundersøkelsen. Er den medium eller lav så taler det for å bruke hovedundersøkelsen, særlig hvis α i tillegg er medium.

Å besvare spørsmålene går utover rammen for dette oppdraget. Det vi vet, er at langvarige avbrudd i mindre grad skjer i byene der nettet er sterkt, og på Østlandet der det normalt er mindre værhardt. Det er argumenter for at østlendingers og byboeres betalingsvillighet for å unngå lange avbrudd skal legges mindre vekt på (α).

Datamaterialet vi har brukt i tilleggsundersøkelsen, er i stor grad hentet fra Vestlandet. Men også på Vestlandet er det mange husholdninger som ikke har opplevd lange avbrudd (β). Hvor mange det er av hver sort, er vanskelig å si.

Vi anbefaler på dette grunnlag at oppdragsgiver gjør ytterligere undersøkelser av α og β før KILE-funksjonen for lange avbrudd fastsettes. Med lange avbrudd mener vi avbrudd fra 24 timer og oppover.

For kortere avbrudd, og korreksjonsfaktorer anbefaler vi hovedundersøkelsen

For kortere avbrudd til og med seks timer anbefaler vi at man bruker resultatene fra hovedundersøkelsen. Årsaken er at «alle» er utsatt for kortere avbrudd og «alle» nettselskaper gjør tiltak mot kortere avbrudd. «Alle» må betale. Det er da etter vår vurdering mest rimelig å legge til grunn betalingsvilligheten i et representativt utvalg i hele befolkningen, dvs hovedundersøkelsen.

For korreksjonsfaktorer for tid, dag, sesong og varsling anbefaler vi som allerede nevnt, også å bruke resultatene fra hovedundersøkelsen. Grunnen er at de fleste avbrudd på andre tider, dager og sesonger er av kortere varighet. Varslede avbrudd er også som regel av kortere varighet.

Funksjoner som kombinerer hoved- og tilleggsundersøkelsen

I resten av dette avsnittet viser vi KILE-kostnaden som funksjon av tid under ulike kombinasjoner av hoved- og tilleggsundersøkelsen.

La oss først anta at KILE-kostnaden som funksjon av tid følger hovedundersøkelsen til og med seks timer og tilleggsundersøkelsen fra 24 timer. Det svarer til en antagelse om α og β er forholdsvis nær 1. Hvor nær er vanskelig å si og beror på skjønn. Mellom 6 og 24 timer blir funksjonen da et glidende gjennomsnitt av de to, slik at man unngår brudd i serien.

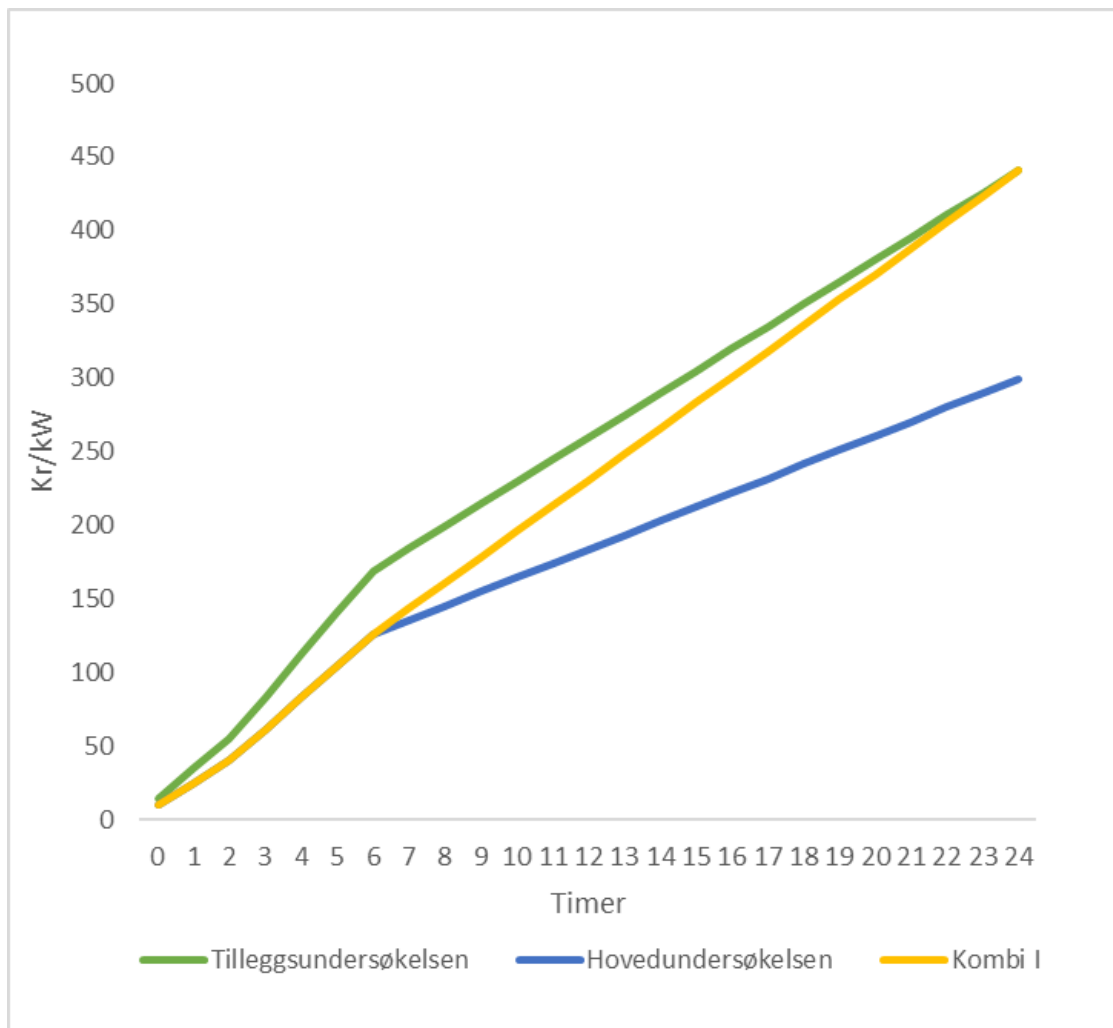
Dette gir følgende $k_{P,ref}$ -funksjon, som vi kaller Kombi I (Tillegg og Hoved er med for sammenlikningens skyld)

Tabell 5.7 Leddet $k_{P,ref}$ i funksjonen Kombi I, sammenliknet med Tillegg og Hoved

Under-søkelse	(0,1 min)	[1 min, 2 t)	[2 t, 6 t)	[6 t, 24 t)	[24 t, 72)	[72 t, ∞)
Kombi I	11	$11+13,7^*t$	$38+21,9^*(t-2)$	$126+22,5^*(t-6)$	$530+13,5^*(t-24)$	$1180+13,5^*(t-72)$
Tillegg	15	$15+19,1^*t$	$53+29,1^*(t-2)$	$169+20,1^*(t-6)$	$530+13,5^*(t-24)$	$1180+13,5^*(t-72)$
Hoved	11	$11+13,7^*t$	$38+21,9^*(t-2)$	$126+13,0^*(t-6)$	$360+13,0^*(t-24)$	$984+13,0^*(t-72)$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Visuelt ser Kombi I ut som i Figur 5.7 frem til 24 timer:

Figur 5.7 KILE-funksjonene Kombi I, Hoved og Tillegg til 24 timer

Note: Funksjonene samler $K_{P,ref}$ og korreksjonsfaktorene med start kl 17 en hverdag i januar

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group.

Funksjonen følger hovedundersøkelsen opp til 6 timer. Mellom 6 og 24 timer glir den mot tilleggsundersøkelsen. Fra 24 timer følger den tilleggsundersøkelsen. Det siste er ikke vist.

En annen mulighet er en funksjon som fra 24 timer sikter seg inn på gjennomsnittet av hovedundersøkelsen og tilleggsundersøkelsen. Det svarer til en antagelse om α og β noe lenger fra 1 og nærmere 0. Hvor langt fra 1 er vanskelig å si og beror på skjønn. Mellom 6 og 24 timer blir funksjonen da et glidende gjennomsnitt av de to, slik at man unngår brudd i serien.

Dette gir følgende $k_{P,ref}$ -funksjon, som vi kaller Kombi II (Kombi 1, Tillegg og Hoved er med for sammenlikningens skyld)

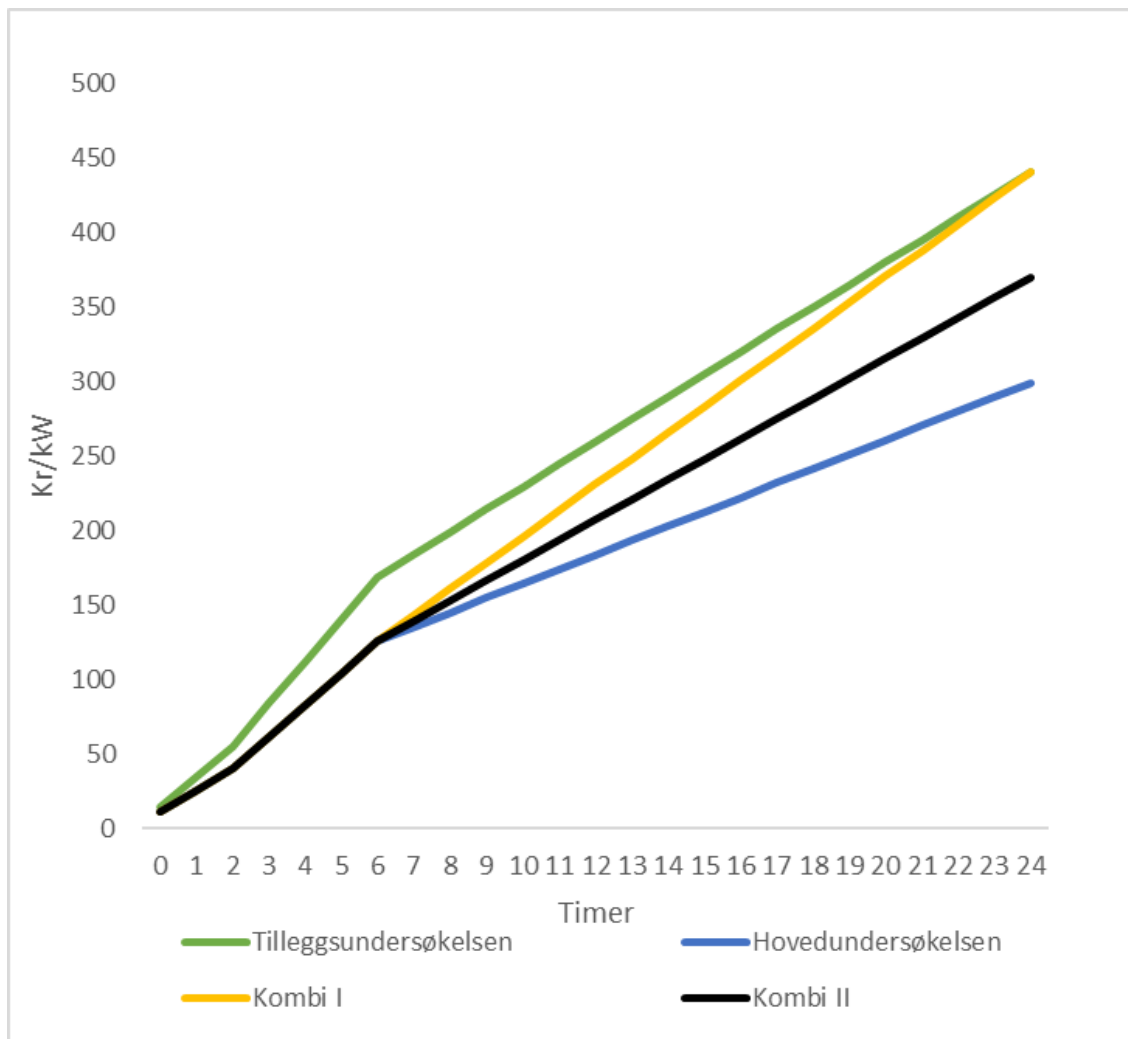
Tabell 5.8 Leddet $k_{P,ref}$ i funksjonen Kombi II, sammenliknet med Kombi I, Tillegg og Hoved

Under-søkelse	(0,1 min)	[1 min, 2 t)	[2 t, 6 t)	[6 t, 24 t)	[24 t, 72)	[72 t, ∞)
Kombi II	11	$11+13,7^*t$	$38+21,9^*(t-2)$	$126+17,7^*(t-6)$	$445+13,25^*(t-24)$	$1081+13,25^*(t-72)$
Kombi I	11	$11+13,7^*t$	$38+21,9^*(t-2)$	$126+22,5^*(t-6)$	$530+13,5^*(t-24)$	$1180+13,5^*(t-72)$
Tillegg	15	$15+19,1^*t$	$53+29,1^*(t-2)$	$169+20,1^*(t-6)$	$530+13,5^*(t-24)$	$1180+13,5^*(t-72)$
Hoved	11	$11+13,7^*t$	$38+21,9^*(t-2)$	$126+13,0^*(t-6)$	$360+13,0^*(t-24)$	$984+13,0^*(t-72)$

Note: 13,25 som stigningstall i Kombi II er valgt for å markere gjennomsnittet mellom 13,5 og 13,0. Normalt ville vi skrevet 13,3.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Visuelt ser Kombi II ut som i Figur 5.8 frem til 24 timer:

Figur 5.8 KILE-funksjonene Kombi I, Kombi II, Hoved og Tillegg til 24 timer

Note: Funksjonene samler $K_{P,ref}$ og korreksjonsfaktorene med start kl 17 en hverdag i januar
 Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group.

Kombi II, som er den svarte funksjonen i figuren, legger seg midt mellom den blå, som er hovedundersøkelsen, og den grønne, som er tilleggsundersøkelsen. Det er jo egentlig langt fra overraskende.

Nå har vi vist to ekstremvarianter: En hvor kombifunksjonen følger tilleggsundersøkelsen fra 24 timer, og en hvor den følger et uveid gjennomsnitt av tillegg og hoved fra 24 timer. I tillegg ligger hovedundersøkelsen der, og viser konsekvensen av å følge hovedundersøkelsen fra 24 timer. Med dette som utgangspunkt kan leseren lage veide gjennomsnitt som funksjonen skal treffe fra 24 timer.

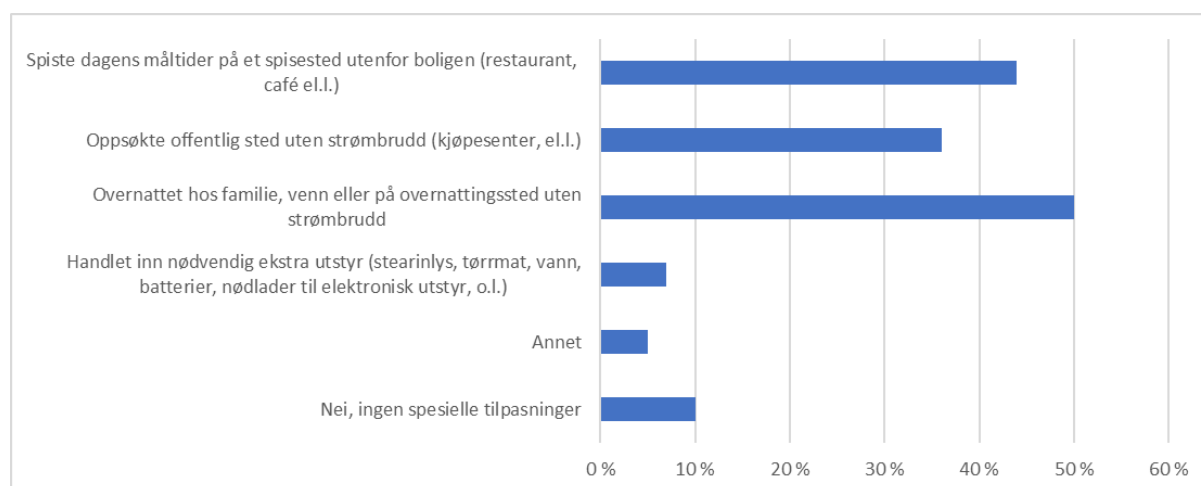
$$K(24t \text{ og utover}) = \gamma[530 + 13,5 * (t - 24)] + (1 - \gamma)[360 + 13,0 * (t - 24)]$$

En høy γ svarer til høye α og β , og omvendt.

6. Husholdningenes tilpasninger ved lange avbrudd

Den første av de nye delene i tilleggsundersøkelsen omhandler husholdningenes tilpasninger underveis i, og etter, siste lange avbrudd. Figur 6.1 viser en oversikt over de forhåndsdefinerte svaralternativene og hvor stor prosentandel som har gjort de ulike tilpasningene. Det var mulig å krysse av for flere alternativer, så prosentandelene i figurene summerer seg ikke til 100.

Figur 6.1 Husholdningenes tilpasninger underveis i siste lange avbrudd



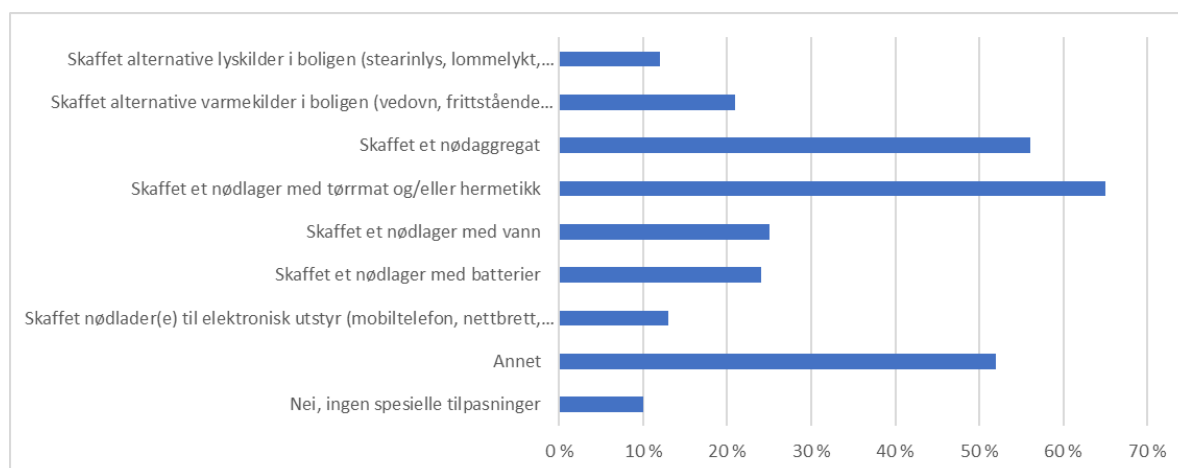
Note: n=498 besvarelser ligger til grunn for fordelingen.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Vi ser av Figur 6.1 at nesten halvparten av husholdningene spiste utenfor hjemmet, en tredjedel oppsøkte offentlig sted uten avbrudd og halvparten overnattet hos venner, familie eller på overnattingssted uten avbrudd. Kun omtrent fem prosent har gjort andre tilpasninger, som betyr at vi har dekket de mest relevante tilpasningene som svaralternativer. Det er også ti prosent som ikke gjorde noen tilpasninger under siste lange avbrudd.

Figur 6.2 viser en tilsvarende oversikt over tilpasninger i etterkant av siste lange avbrudd. Tilpasningene vi har foreslått handler alle om å være forberedt på et langt avbrudd i fremtiden, om det skulle inntreffe. Vi ser av figuren at to tredjedeler av husholdningene har skaffet et nødlager med tørrmat og/eller hermetikk, og at over halvparten har skaffet et nødaggregat. Flere respondenter forklarer dette med at de har elektrifiserte vannpumper, slik at vannforsyningen stopper ved avbrudd. Et nødaggregat er kostbart, så det faktum at over halvparten av husholdningene i tilleggsutvalget har anskaffet dette tilsier at lange avbrudd medfører store ulemper. Dette gjelder spesielt i tilfeller hvor kritiske funksjoner som vannforsyningen til husholdningen blir satt ut av spill, noe som i sin tur umuliggjør bruken av toalett og dusj, og stopper tilgangen på drikkevann.

Over halvparten av husholdningene har også gjort andre tilpasninger enn svaralternativene foreslår. De hyppigst representerte tilpasningene i denne kategorien inkluderer innkjøp av utstyr til matlaging som gassdrevet primus og kokeapparat, og ved til vedovn. Flere melder også at de allerede var forberedt på nye, lange avbrudd eller hadde alt på listen allerede. Én husholdning har innhentet tilbud på alternative

Figur 6.2 Husholdningenes tilpasninger i etterkant av siste lange avbrudd

Note: n=498 besvarelser ligger til grunn for fordelingen.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

energikilder som vindmøller, solcellepaneler og husholdningsbatteri fra Tesla. Et interessant aspekt er i hvilken grad gode forberedelser påvirker betalingsvilligheten for å unngå avbrudd, spesielt de lange. Om husholdningene tenker i «brutto» eller «netto» termer når de oppgir betalingsvillighet for å unngå avbrudd, med hensyn til eventuelle forberedelser, er uvisst. På den ene siden kan det tenkes at en husholdning med aggregat vil oppgi lavere betalingsvillighet for å unngå et langt avbrudd enn en husholdning uten, alt annet likt, fordi ulempen blir mindre når man har aggregat («netto» betalingsvillighet). På den andre siden kan det tenkes at forskjellen forsvinner om husholdningen med aggregat medregner innkjøpskostnaden for dette i sin oppgitte betalingsvillighet («brutto» betalingsvillighet). Dét kan være tilfellet om man tar utgangspunkt i en sikker strømforsyning uten avbrudd i sin vurdering, og legger sammen (den reduserte) ulempekostnaden av avbrudd når man har aggregat og innkjøpskostnaden for aggregatet. Det har ikke vært anledning til å undersøke eventuelle forskjeller i betalingsvillighet mellom husholdninger med ulike grader av forberedelser innenfor rammen av dette prosjektet.

Når det gjelder tilpasninger i etterkant av siste lange avbrudd, er det også her ti prosent som ikke har gjort noen spesielle tilpasninger, som i Figur 6.1, men over halvparten av disse er de samme som ikke gjorde noen tilpasninger underveis.

7. Opplevde ulemper ved lange avbrudd og betalingsvillighet, betinget på beliggenhet og geografisk avbruddsomfang

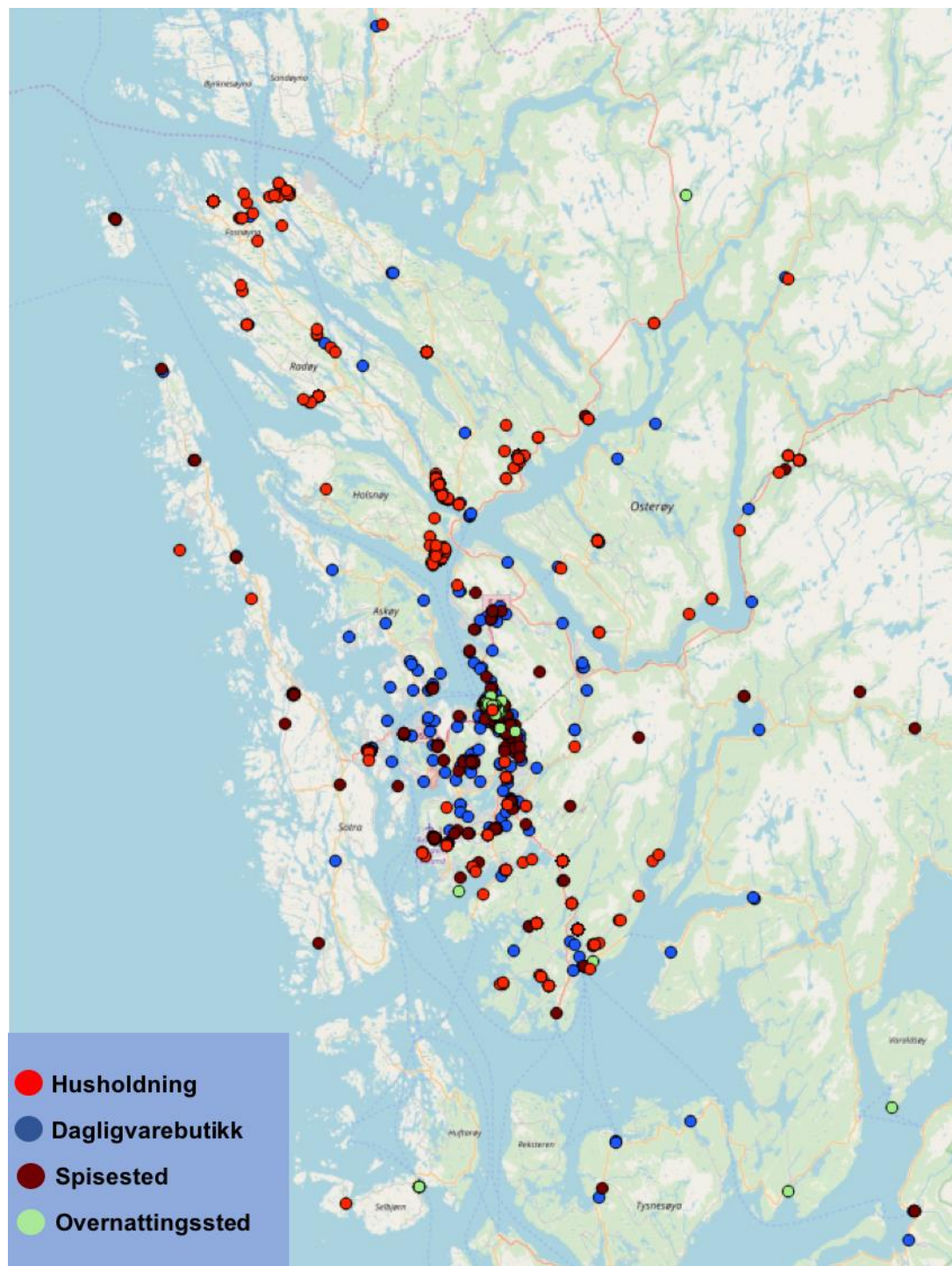
Et interessant spørsmål er om opplevd ulempe av avbrudd er større dersom avbruddet rammer et stort geografisk område enn om det rammer et lite. Dersom avbruddet rammer et lite område kan husholdningene benytte spisesteder, overnattingssteder og butikker (heretter kalt "fasiliteter") i nærheten, eller de kan få hjelp av naboer. Det kan de ikke hvis avbruddet rammer et stort område. Hypotesen er at om et stort geografisk avbruddsomfang gjør reiseveien til nærmeste fasilitet uten avbrudd mye lenger enn vanlig, vil opplevde ulemper av lange avbrudd være større enn for et lite geografisk avbruddsomfang, hvor reiseveien ikke blir særlig lenger enn vanlig. Husholdningene i bruttoutvalget er registrert med avbrudd mellom 2011 og 2017, og for å kunne gjøre en konsistent analyse har vi identifisert avbruddet og området med flest tilknyttede husholdninger. For å teste hypotesen har vi utnyttet geografisk lokalisering av husholdninger med avbrudd i områder med ulikt avbruddsomfang i Bergen og omegn, knyttet til stormen Nina medio januar 2015. Vår analyse bygger på antakelsen om at de nevnte fasiliteter som er lokalisert i det indre av et geografisk område av husholdninger med avbrudd også selv var rammet av avbrudd. Antakelsen er kvalitetssikret av Hafslund Nett.⁷

Figur 5.1 viser lokaliseringen av 385 husholdninger i Bergensområdet som er med i tilleggssutvalget. Disse er registrert med avbrudd 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet, under stormen Nina. Dagligvarebutikker, spise- og overnattingssteder i området er også lagt inn i kartet. Den mest konsentrerte klyngen av punkter i midten av kartet er området i og rundt Bergen sentrum. Rett nord for sentrum ser vi klynger av husholdninger på Frekhaug, Alversund og Lindås. Adressene er automatisk stedfestet i GIS-kartet, og av ulike grunner er det ikke alltid mulig å stedfeste adressene på gatenavnnivå, eller stedfeste dem i det hele tatt. I førstnevnte tilfeller gjøres stedfestingen på postnummernivå, og prikkene legges da rett oppå hverandre. Av den grunn er ikke alle husholdninger i datasettet synlige i kartet, og ikke alle som ble stedfestet er representert med en egen prikk.

Som en innledende tilnærming til problemstillingen har vi sammenlignet opplevde ulemper mellom husholdninger nær og langt unna bysentrum, slik de er definert i avsnitt 4.2. Her vil husholdninger med maksimalt 30 kilometer reisevei til Bergen sentrum være klassifisert som nære, og resten som langt unna. Tanken bak denne tilnærmingen er at husholdninger i nærheten av byen er vant til å ha tilgjengelige fasiliteter i nærheten, og derfor kan oppleve ulempene ved avbrudd større enn landlige husholdninger, som uansett er vant til å dra lenger til fasilitetene. Denne innledende tilnærmingen vil tjene som sammenligningsgrunnlag for tilnærmingen med stort og lite avbruddsomfang.

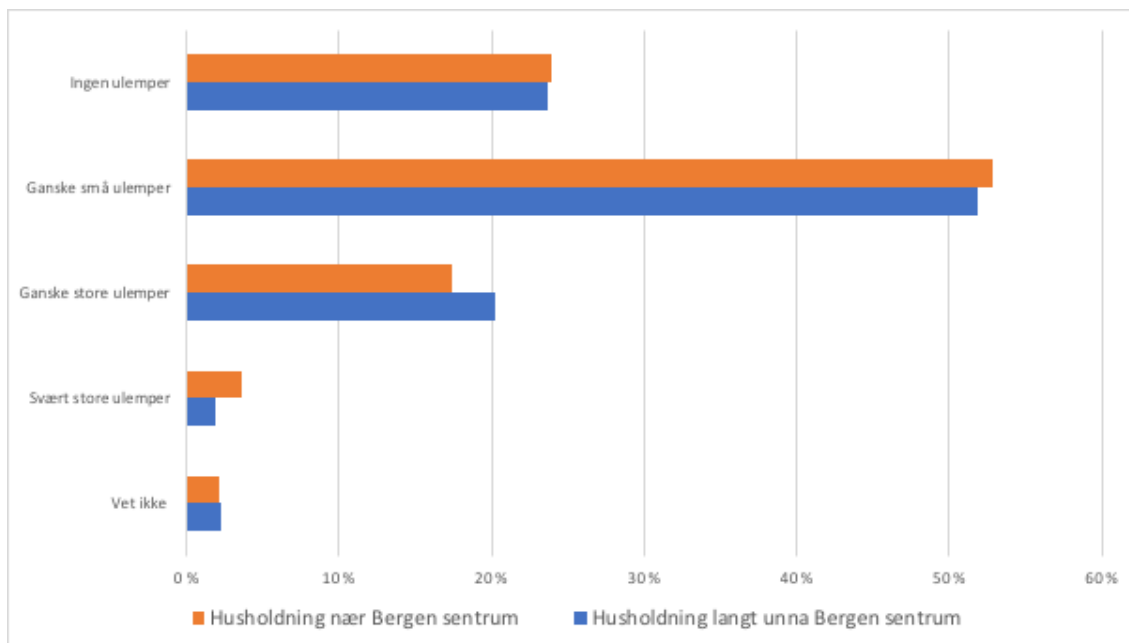
⁷ I de største byene vil det kunne finnes unntak, da man kan kjøre strøm gjennom strømmettet fra begge sider av avbruddspunktet, og sikre strømforsyning til mottakere på begge sider mens feilen utbedres.

Figur 7.1 Husholdninger med avbrudd fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet, samt dagligvarebutikker, spise- og overnattingssteder i området.



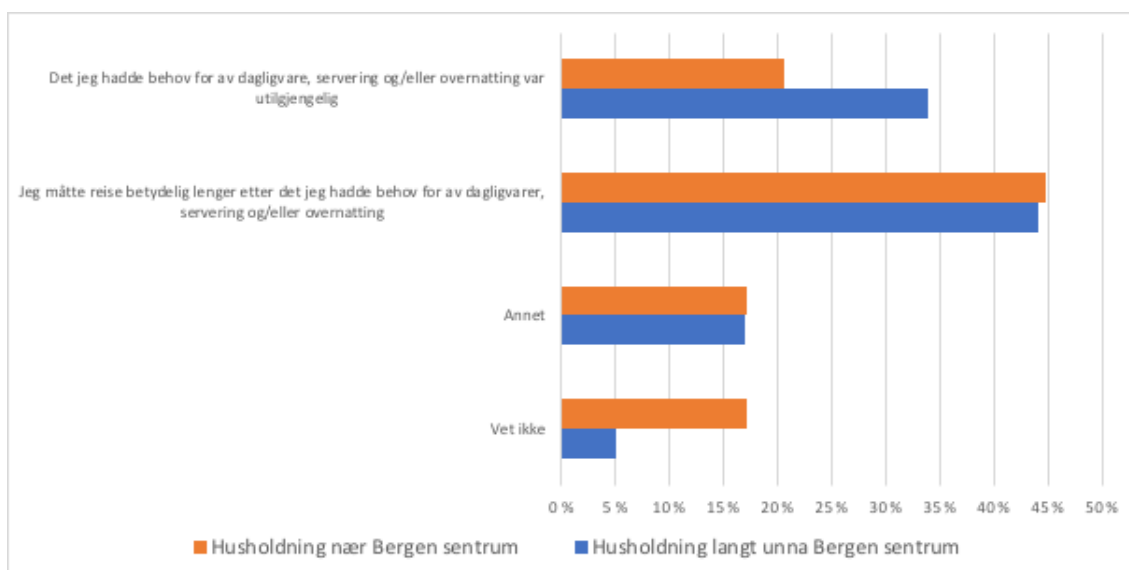
Note: Kartet viser 385 husholdninger, markert med røde punkter. Noen punkter kan ligge rett oppå hverandre, i tilfeller hvor stedfesting kun var mulig på postnummernivå.
Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figur 7.2 viser at det er marginale forskjeller mellom opplevde ulemper i husholdninger nær og langt unna Bergen sentrum. Blant husholdningene som rapporterer om ganske store ulemper er det en liten overvekt av de som ligger langt unna Bergen sentrum, mens det motsatte er tilfellet blant de som har opplevd svært store ulemper.

Figur 7.2 Opplevde ulemper ved siste lange avbrudd, betinget på nærhet til bysentrum (Bergen).

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Figur 7.3 viser svarfordelingen på årsakene for ganske store og svært store opplevde ulemper mellom de to gruppene av husholdninger. Merk at de forhåndsdefinerte svaralternativene er begrenset til tilgjengelighet av fasilitetene, da dette ligger inne som premiss i ledeteksten til spørsmålet om opplevde ulemper (se figurer og omtale i avsnitt 2.1). Vi ser av figuren at andelen som svarer at de måtte reise betydelig lenger til fasilitetene det var behov for, er omtrent lik mellom de to gruppene. Ikke uventet er det også en større andel av husholdninger langt unna bysentrum som oppgir at fasilitetene

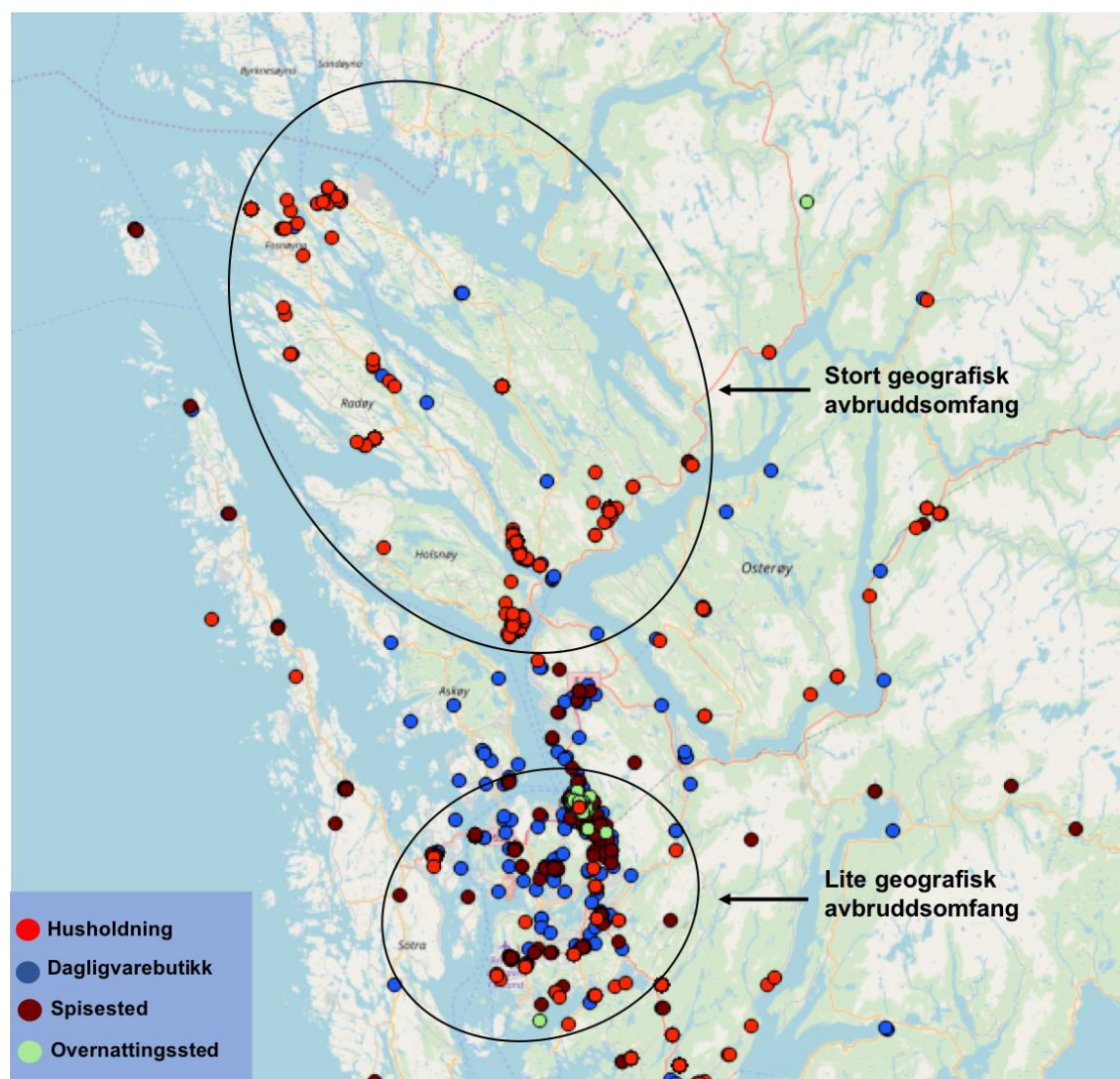
Figur 7.3 Årsaker til ganske store og svært store opplevde ulemper ved siste lange avbrudd, betinget på nærhet til bysentrum (Bergen).

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

de hadde behov for var utilgjengelige, underforstått at nærmeste fasilitet uten avbrudd av ulike grunner var utenfor deres rekkevidde. Andelen som svarer "annet" er omtrent lik mellom de to gruppene, og svarene som er skrevet inn i denne kategorien tyder på at respondentene ikke svarer konkret på spørsmålet som er stilt. Basert på denne innledende analysen kan det se ut som opplevde ulemper er omtrent lik for husholdninger lokalisert nær og langt unna Bergen sentrum.

For å undersøke hypotesen videre har vi valgt ut to områder vi har sett nærmere på, som vist i Figur 7.4.

Figur 7.4 Husholdninger lokalisert i område med stort og lite geografisk avbruddsomfang fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet, samt dagligvarebutikker, spise- og overnattingssteder i området.



Note: Kartet viser henholdsvis 228 og 46 husholdninger i det store og det lille området, markert med røde punkter. Noen punkter kan ligge rett oppå hverandre, i tilfeller hvor stedfesting kun var mulig på postnummernivå.

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Den første forutsetningen vi utnytter mellom områdene er at det største området består av husholdninger uten nevnte fasiliteter i umiddelbar nærhet, mens husholdninger i det minste området har mange alternativer i umiddelbar nærhet. Dette gjør at

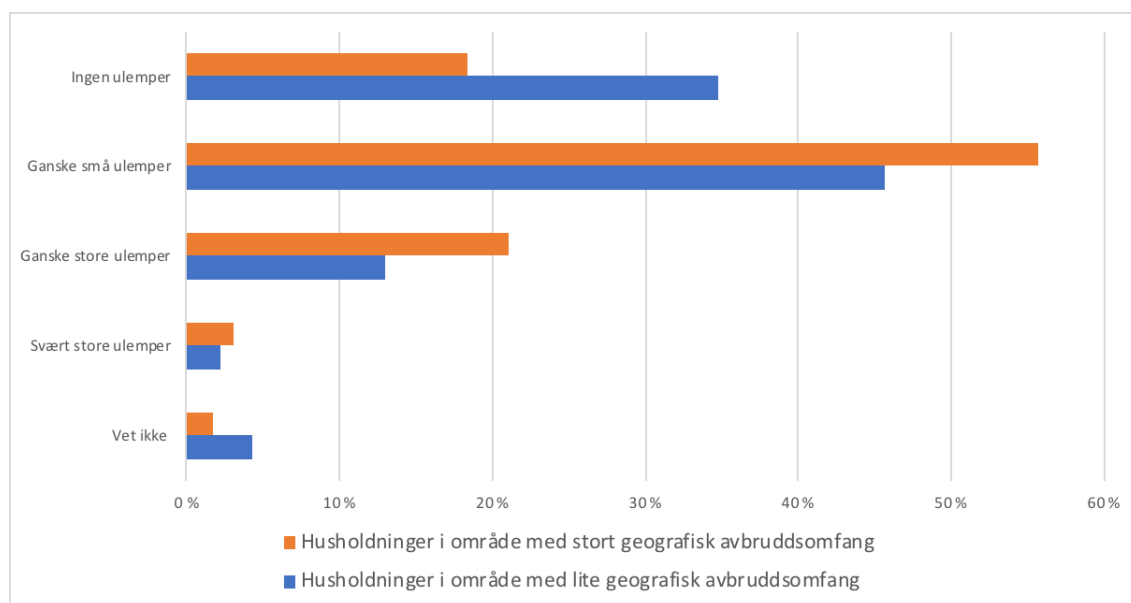
husholdningene i det store og lille området er henholdsvis vant og ikke vant til å reise et stykke til nærmeste fasilitet.

Den andre forutsetningen vi utnytter er en rimelig antakelse om at hele det store området var rammet av et langt avbrudd fra 15. januar 2015, da husholdninger i begge ender av halvøyene var rammet. Da vil alle dagligvarebutikker i området også være rammet. Det er mindre sannsynlig at hele det lille området (i og rundt Bergen sentrum) var rammet av det lange avbruddet. Det kommer av at det i større byer er mer masket nettinfrastruktur enn i landlige strøk, slik at man kan levere strøm gjennom strømmettet fra begge sider av avbruddspunktet, og sikre strømforsyning til mottakere på begge sider mens feilen utbedres. Gitt vår forutsetning vil det finnes fasiliteter i og rundt Bergen sentrum som ikke var rammet av avbrudd, og husholdninger i det store området måtte reise betydelig lenger enn husholdninger i det lille området ved behov for fasilitetene.

Med disse forutsetningene kan vi undersøke vår hypotese (se kapittelets innledning) ved å sammenligne opplevde ulemper blant husholdninger i et område med avbrudd av stort geografisk omfang, med opplevde ulemper i husholdninger med avbrudd av lite geografisk omfang.

Figur 7.5 viser opplevde ulemper betinget av geografisk avbruddsomfang. I motsetning til Figur 7.2 ser vi her en tydeligere tendens. Andelen som oppgir "ingen ulemper" er dobbelt så stor for husholdningene i området rundt Bergen sentrum, hvor vi antar avbruddsomfanget var lite, mens det for resten av gradene av opplevde ulemper er husholdningene i det store avbruddsområdet som er representert med størst andel. Vi kan ikke si noe om statistisk signifikans for disse forskjellene, da vi ikke har funnet det hensiktsmessig å gjøre statistiske tester for opplevde ulemper mellom områdene basert på det foreliggende datamaterialet.

Figur 7.5 Opplevde ulemper betinget av geografisk avbruddsomfang fra 15. januar 2015, med minst 24 timers varighet.



Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Videre har vi testet forskjeller i gjennomsnittlig betalingsvillighet mellom husholdninger i de to områdene, og resultatene er vist i Tabell 7.1. Av tabellen fremgår det at det ikke er signifikante forskjeller i gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå noen av scenariene,

med unntak for 72 timers avbrudd. Forskjellen for 24 timer er imidlertid svært nær signifikans på fem prosent nivå.

Tabell 7.1 P-verdier for test av nullhypotese om lik gjennomsnittlig betalingsvillighet for å unngå fem avbruddsscenarier mellom husholdninger lokalisert i område med stort og lite geografisk avbruddsomfang, med beslutningsregel 3.

Scenario	Uparet t-test	Avbruddsområde med størst gjennomsnittlig betalingsvillighet
1 minutt, tirsdag kl. 17 januar	p=0.733	Lite område
2 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.287	Lite område
6 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.237	Lite område
24 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.062	Lite område
72 timer, tirsdag kl. 17 januar	p=0.023	Lite område

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Resultatene som er vist i Figur 7.5 indikerer at det kan være hold i hypotesen om at opplevde ulemper er større, jo større geografisk avbruddsomfang. Om ulempene er større burde det samtidig reflekteres i høyere betalingsvillighet. For alle avbruddsscenariene er det imidlertid større observert gjennomsnittlig betalingsvillighet i området med lite geografisk avbruddsomfang, noe som går imot forventningen. Imidlertid er det kun ett resultat som er signifikant, og betalingsvilligheten bestemmes av mange faktorer, både observerte og uobserverte. Det er derfor ikke grunnlag her for å trekke konklusjoner basert på resultatene i Tabell 7.1. Hypotesen om opplevde ulemper, samt forskjeller i betalingsvillighet, vil kunne utforskes dypere i en hovedstudie som vil gi et mer solid grunnlag for å trekke konklusjoner.

Vedlegg A

Økonometrisk spesifikasjon av seleksjonsmodellen og regresjonsresultater

La Y_i være betalingsvilligheten for å unngå et gitt avbruddsscenario for person i . La X_i være en vektor av forklaringsvariable, hvor X_i inkluderer et konstantledd, husholdningsinntekt⁸, alder og kjønn. La a være en vektor av koeffisienter vi ønsker å estimere. Vi antar at betalingsvilligheten kan uttrykkes som:

$$(1) \log Y_i = X_i a + e_i$$

Her er e_i en stokastisk variabel med forventning 0. Vi antar at den er logistisk fordelt, noe som innebærer tykkere haler enn i en normalfordeling. Dette er den samme regresjonen som er gjort i avsnitt 3.5, bare med færre forklaringsvariable, av hensyn til neste steg i seleksjonsmodellen.

Betalingsvilligheten kan imidlertid være avhengig av hvor personen har valgt å bo. Det kan tenkes at mennesker som velger å bosette seg langt unna bysentra, med tilhørende større risiko for lange avbrudd, har en annen betalingsvillighet for å unngå dette enn mennesker som bor nært bysentra. Vi har klassifisert alle husholdningene i tilleggssutvalget som "nær" eller "langt unna" et bysentrum, med grenseverdi på 30 kilometer reisevei til sentrum av nærmeste sted med bystatus. For de aller fleste er dette Bergen sentrum, og grenseverdien er hensiktsmessig valgt basert på geografi og bosetting Bergensområdet.

La $B_i = 1$ hvis person i har valgt å bo et sted med maksimalt 30 kilometer reisevei til nærmeste bysentrum og $B_i = 0$ ellers. Vi definerer så hendelsene $B_{i1} = "B_i=1"$ (en tilfeldig husholdning i er lokalisert nær bysentrum) og $B_{i0} = "B_i=0"$ (en tilfeldig husholdning i er lokalisert langt unna bysentrum), med gitte sannsynligheter $P(B_{i1}) = P(B_i=1)$ og $P(B_{i0}) = P(B_i=0)$.

Om bosted påvirker betalingsvillighet betyr det at den forventede betalingsvilligheten for å unngå et gitt avbruddsscenario, gitt at en har valgt å bo langt unna et bysentrum, også vil avhenge av et seleksjonsledd (en koeffisient og en variabel). Dette seleksjonsleddet vil selv avhenge av sannsynligheten for å bo langt unna et bysentrum.

La Z_i være en vektor av variable som kan forklare og/eller karakterisere dette valget, hvor Z_i inkluderer en konstant, husholdningsinntekt⁹, avbruddsvarighet, samt dummyvariabler for om man har opplevd mer enn fire lange avbrudd, om man ikke er avhengig av strøm for oppvarming og svar på mobiltelefon. Videre lar vi Z_{ij} , for $j=0,1$, betegne vektoren av forklaringsvariable for husholdninger lokalisert henholdsvis langt unna og nær et bysentrum.

La b være en vektor av koeffisienter vi ønsker å estimere. Vi antar at de underliggende preferanser for bosted avhenger av Z_i -vektoren og av en stokastisk variabel som er logistisk fordelt.

Sannsynligheten for at husholdningen er lokalisert nær et bysentrum er $P(B_{i1})$, for $i=1, \dots, n$. Da kan vi uttrykke sannsynlighetene for at husholdningen er henholdsvis nær eller langt unna et bysentrum slik:

⁸ Inntektsvariabelen er log-transformert. I en log-log modell kan inntektskoeffisienten tolkes som en elastisitet.

⁹ Definert som i likning (1).

$$P(B_{i1}) = \frac{\exp(Z_i b)}{1 + \exp(Z_i b)}$$

$$P(B_i = 0) = 1 - P(B_{i1}) = \frac{1}{1 + \exp(Z_i b)}$$

Koeffisientvektoren b kan estimeres ved logistisk regresjon:

- (1) $P(B_{i1}) = F(Z_i b)$, hvor $F(\cdot)$ er den kumulative logistiske fordelingen, gitt ved den første av brøkene over.

Fordi vi antar at betalingsvilligheten kan avhenge av bosted får vi de følgende betingede regresjonsmodeller for betalingsvillighet, betinget av valg av bosted:

(2) $\log Y_{i0} = X_{i0} a_0 + s_0 \log P(B_{i0}) + e_{i0}$ for alle som bor langt unna et bysentrum (B_{i0})

(3) $\log Y_{i1} = X_{i1} a_1 + s_1 \log P(B_{i1}) + e_{i1}$ for alle som bor nært et bysentrum (B_{i1})

Modellene angitt i (3) og (4) er en utvidelse av (1) med seleksjonsleddet $s_j \log P(B_{ij})$, $j=0,1$. Koeffisienten s_j angir forklaringskraften som sannsynligheten for bosted har for betalingsvillighet. Sannsynligheten er log-transformert siden betalingsvilligheten er log-transformert i modellen.

Som forklart innledningsvis i avsnitt 4.2, er neste steg å utlede marginal betalingsvillighet knyttet til økning i inntekt.

La R_{ij} være husholdningsinntekt for person i bosatt i region j , og la koeffisientene knyttet til denne inntekten være a_{1R} , a_{0R} og b_R . Vi finner da marginal betalingsvillighet blant bynære og landlige husholdninger ved å derivere henholdsvis (3) og (4) med hensyn til husholdningsinntekten:

(4) $\frac{\partial Y_{i0}}{\partial R_{i0}} = Y_{i0} \left[\frac{a_{0R} - s_0 b_R P(B_{i1})}{R} \right]$

(5) $\frac{\partial Y_{i1}}{\partial R_{i1}} = Y_{i1} \left[\frac{a_{1R} + s_1 b_R P(B_{i0})}{R} \right]$

Her er koeffisientene a_{0R} og a_{1R} de koeffisientene som er knyttet til husholdningsinntekt i regresjonene for betalingsvillighet, mens b_R er koeffisienten knyttet til husholdningsinntekt i valg av bosted.

Vi vil vente at koeffisientene a_{0R} og a_{1R} begge er positive, fordi vi for gitt bosted vil vente at betalingsvilligheten øker jo høyere inntekten er. Vi vil også vente at b_R er positiv, som betyr at jo høyere inntekten er, desto større sannsynlighet er det for at husholdningen er lokalisert i nærheten av en by. Forskjellen i fortegn foran b_R -leddene i (5) og (6) følger matematisk av utledningen.

Videre vil vi vente at s_0 er signifikant og negativ. Dette fordi vi venter at den betingede betalingsvilligheten for å unngå avbrudd, gitt at en bor på landet, er større enn betalingsvilligheten når en ser bort fra valget av bosted. Grunnen til at s_0 da bør være negativ er at logaritmen til sannsynligheten som inngår i (3) er negativ. Vi vil ikke vente at s_1 er signifikant forskjellig fra null.

Tabell 4.4 viser estimeringsresultatene for modellene (1) til (4) som spesifisert over. Vi viser her kun resultatene for 24 timers avbrudd tirsdag klokken 17 i januar.

Tabell V.2 Regresjonsresultater for 24 timers avbrudd tirsdag klokken 17 i januar og sannsynlighet for bosted nær et bysentrum, med beslutningsregel 3, for steg (1)-(4) i seleksjonsmodellen.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Log BV 24 t tirsdag kl. 17 januar, ordinær regresjon	Sannsynlighet for bosted nær bysentrum, logistisk regresjon	Log BV 24 t tirsdag kl. 17 januar, med seleksjons- ledd (B_{i0})	Log BV 24 t tirsdag kl. 17 januar, med seleksjons- ledd (B_{i1})
Log husholdningsinntekt	0.252 (1.41)	0.0002 (0.62)	0.173 (0.71)	0.152 (0.55)
Alder	-0.076 (-1.22)		-0.0118 (-1.47)	0.00522 (0.53)
Mannlig respondent	-0.362 (-1.60)		-0.379 (-1.36)	-0.283 (-0.71)
Opplevd flere enn fire lange avbrudd (>24t)		-0.727 (-1.61)		
Avbruddsvarighet, timer		0.011 (1.79)		
Ikke avhengig av strøm for oppvarming		-0.395 (-1.81)		
Svar på mobiltelefon		0.112 (0.43)		
Seleksjonsledd $\log P(B_{i0})$			-2.051* (-2.33)	
Seleksjonsledd $\log P(B_{i1})$				0.027 (0.04)
Konstant	5.735*** (4.50)	-0.812 (-2.30)	5.580** (3.14)	5.710** (2.64)
Observasjoner	238	415	150	82
Justert R^2	0.014	-0.004 ¹⁰	0.046	-0.039

t-statistikk i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kilde: Vista Analyse og Thema Consulting Group

Regresjonsmodell (1) er, som tidligere nevnt, samme type som i avsnitt 3.5, bare med færre forklaringsvariable. Videre ser vi på koeffisientene for log husholdningsinntekt, og i (2) ser vi at b_R er positiv som ventet, men ikke signifikant. Av andre koeffisienter i (2) er avbruddsvarighet og ikke avhengig av strøm for oppvarming nær signifikante. I (3) og (4) ser vi at a_{0R} og a_{1R} begge er positive som ventet, men ikke signifikante. Også i modell (3) ser vi at koeffisienten for seleksjonsleddet (s_0) er negativ og signifikant, som ventet.

Vi går så videre for å teste nullhypotesen om likhet i marginal betalingsvillighet mellom bynære og landlige husholdninger:

$$(6) \quad H_0: a_{0R} - s_0 b_R P(B_{i1}) = a_{1R} + s_1 b_R P(B_{i0}) \quad \text{vs.}$$

$$H_1: H_0: a_{0R} - s_0 b_R P(B_{i1}) \neq a_{1R} + s_1 b_R P(B_{i0})$$

¹⁰ McFaddens justerte R^2 . For logistisk regresjon finnes ikke R^2 slik den er definert for ordinær regresjon. Justert R^2 kan være negativ, men ikke ordinær R^2 . En negativ justert R^2 innebærer at modellen med gitte forklaringsvariable har større uforklart variasjon enn kun et konstantledd (gjennomsnittet), og tyder på lav prediksjonskraft.

Resultatet av en ordinær t-test for avbrudd mellom 1 minutt og 72 timer tirsdag klokken 17 i januar viser at vi kan forkaste nullhypotesen om likhet i marginal betalingsvillighet mellom landlige og bynære husholdninger på 1 prosent signifikansnivå for alle varigheter. Imidlertid er det kun s_0 som er signifikant forskjellig fra null blant koeffisientene i uttrykkene i (7), så vi kan ikke uten videre fastslå at det er en sann forskjell i marginal betalingsvillighet for å unngå avbruddsscenariene mellom landlige og bynære husholdninger selv om t-testen forkaster nullhypotesen på svært lavt signifikansnivå.

Referanser

Alberini, A. (2005). What Is a Life Worth? Robustness of VSL Values from Contingent Valuation Surveys. *Risk Analysis* 25 (4), 783-800.

Joskow, Paul og Jean Tirole, 2007. Reliability and competitive electricity markets. *RAND Journal of Economics*, 38, 1, 60-84.

Loomis, J. (2011) What's to Know About Hypothetical Bias in Stated Preference Valuation Studies? *Journal of Economic Surveys*, 2 (25), 363-370.

Norsk Gallup (2017). Vista - Erfaringer med lange avbrudd - Pnr 17101395. Kantar TNS, Norsk Gallup. Upublisert notat 14.11.2017.

Notaro, S. og De Salvo, M. (2010). Estimating the economic benefits of the landscape function of ornamental trees in a sub-Mediterranean area. *Urban Forestry & Urban Greening* 9, 71-81.

Vista Analyse og Thema Consulting Group. (2017). Nye KILE-funksjoner for husholdninger. *Rapport 2017/32*. Av Sofie Skjeflo, Kristin Magnussen, Ståle Navrud, Berit Tennbak og Haakon Vennemo.

Vista Analyse og Thema Consulting Group (2016). KILE for husholdninger. *Rapport 2016/05*. Av Silje Elise Harsem, Berit Tennbakk og Haakon Vennemo.

Vista Analyse AS

Vista Analyse AS er et samfunnsfaglig analyseselskap med hovedvekt på økonomisk forskning, utredning, evaluering og rådgivning. Vi utfører oppdrag med høy faglig kvalitet, uavhengighet og integritet. Våre sentrale temaområder omfatter klima, energi, samferdsel, næringsutvikling, byutvikling og velferd.

Våre medarbeidere har meget høy akademisk kompetanse og bred erfaring innenfor konsulentvirksomhet. Ved behov benytter vi et velutviklet nettverk med selskaper og ressurspersoner nasjonalt og internasjonalt. Selskapet er i sin helhet eiet av medarbeiderne.

Vista Analyse AS
Meltzersgate 4
0257 Oslo

post@vista-analyse.no
vista-analyse.no