

# Ladningsberegning basert på frekvensveide vibrasjonskrav

**Sondre Gjengedal**

Tekniske geofag

Innlevert: juni 2013

Hovedveileder: Steinar Løve Ellefmo, IGB

Medveileder: Christian Madshus, NGI

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Institutt for geologi og bergteknikk



## Sammendrag

Den Norske Standarden, NS8141-01:2012 *Vibrasjoner og støt – Veiledende grenseverdier for bygge- og anleggsvirksomheten, bergverk og trafikk*, har nylig gjennomgått en større revisjon hvor de veiledende grenseverdiene for sprengningsinduserte vibrasjoner nå gis i frekvensveide toppverdier. Denne endringen innebærer at toppverdiene veies etter frekvensinnholdet i vibrasjonen og korrigeres etter hvordan frekvensen påvirker måten vibrasjoner induserer skader i byggverk. Lavfrekvente vibrasjoner representerer en større risiko for skader på konstruksjoner enn høyfrekvente vibrasjoner. Dette blir det dermed tatt direkte hensyn til ved å stille krav til frekvensveide toppverdier.

Denne oppgaven hadde som mål å forklare hvordan man kan bestemme maksimalt tillatt ladningsmengde og sikre at den nye typen grenseverdier ikke blir overskredet under ulike forhold. Eldre, etablerte beregningsformlers prediksjonsevne er testet ved bruk av statistiske teknikker. Eldre beregningsmodeller, som i all hovedsak baserer seg på innflytelsen av avstand og ladningsmengde, er i utgangspunktet ikke designet for frekvensveide toppverdier. Hvordan frekvensveide toppverdier kan brukes til å estimere ladningsmengder er undersøkt ved hjelp av statistiske analyser av data fra ni ulike og uavhengige prosjekter. Den statistiske analysen er basert på en lineær kurvetilpasning av data ved hjelp av Minste Kvadraters Metode med utgangspunkt i fem eldre beregningsformler for uveide toppverdier.

Regresjonsresultatene viste at det er, til tross for stor spredning i dataene, en tydelig sammenheng mellom frekvensveide toppverdier, avstand og ladningsmengde. Frekvensveide toppverdier gir derimot større grad av usikkerhet i regresjonen enn uveide toppverdier, men den økte usikkerheten kan sies å ha begrenset betydning i forhold til det helhetlige usikkerhetsbildet. Frekvensveide toppverdier bidrar med viktig informasjon om de geologiske forholdene ved at informasjon om den dominerende frekvensen ved målepunktet gjøres tilgjengelig. Dette er informasjon som på lang vei gjør opp for den økte usikkerheten frekvensveiding fører til og kan bidra til å gi informasjon om hvordan salvene kan tilrettelegges på en bedre måte.

Arbeidet konkluderer med at frekvensveide vibrasjoner vil gi et bedre vurderingsgrunnlag for estimering av maksimalt tillatt ladningsmengde enn uveide toppverdier. Basert på regresjonsresultatene er det gitt forslag til beregningsmodell for frekvensveide toppverdier. Kriteria for valg av formel har tatt utgangspunkt i formelens nøyaktighet og brukervennlighet.



## Abstract

The Norwegian standard on vibration effects from blasting and construction activity, NS8141-01:2012, has undergone an extensive revision. Part 1 of the new edition deals with the effect of vibration and air blast from blasting on constructions, including tunnels and rock caverns and presents new guideline limit values. The main achievement of the new standard is the introduction of limit values based on frequency weighted vibration. The frequency content has a direct effect on the damaging effect of blasting vibrations. When measured as particle velocity, vibrations containing high frequencies tend to do less damage than vibrations with low frequencies. The new standard takes this directly into account by reducing the peak particle velocities (PPV) with high frequency content and amplifying the ones with low frequencies.

The aim of the thesis was to develop a new set of formulas for determining maximum charge weight of explosives that meets the requirements of the new guideline limits given by the new standard. In order to achieve this goal, the effect of frequency weighting on the predictability of commonly used vibration equations was investigated when going from unweighed to weighted PPV. Commonly used vibration equations are primarily not designed for the application of frequency weighted PPV. For this purpose a large set of vibration records from nine different blasting situations was analysed statistically with the application of a linear regression model based on the Least Square Method.

Despite scatter in the data the investigations indicated that some of the tested equations were suited to predict frequency weighted vibration. There were a clear connection between weighted PPV, distance and charge weight of explosives. The introduction of frequency weighting tended to increase the degree of scatter, but it could be argued that the amount of increase was insignificant compared to the overall scatter situation. More importantly it was evident that the frequency content of the blasting vibrations would give additional information as to the geological conditions around the blasting site. This is vital information that can be used in improving blast design and arguably makes up for the increased degree of scatter.

It was concluded that a new formula for estimation of maximum charge weight of explosives based on frequency weighted PPV would give a better assessment basis than the traditional unweighted PPV approach. The recommended formula was suggested as a result of considering its accuracy compared to its user friendliness.



## Forord

Denne Masteroppgaven er skrevet av Sondre Gjengedal hos Institutt for Geologi og Bergteknikk (IGB) ved Norges Teknisk- Naturvitenskapelige Universitet (NTNU) i Trondheim, Norge. Norges Geotekniske Institutt (NGI) har vært samarbeidspartner og arbeidet er gjennomført våren 2013.

Førsteamanuensis Dr. Steinar Løve Ellefmo ved Institutt for Geologi og Bergteknikk, NTNU var hovedveileder gjennom prosjektets periode. Steinar har bidratt med nyttige innspill og hjulpet med å dra prosjektet i riktig retning og jeg er veldig takknemlig for hans hjelp.

Jeg vil også rette en takk til NGI Oslo som blant annet bidro med datagrunnlaget og lot meg ta del i deres fantastiske miljø på Ullevål. En spesiell takk gis til Dr. Christian Madshus, teknisk ekspert ved Computational Geomechanics (NGI) og medveileder igjennom semesteret. Hans ekspertise og engasjement har vært uvurderlig og jeg er svært takknemlig for hans støtte.

Jeg ønsker også å rette en spesiell takk til Dr. Håkon Tjelmeland, professor i statistikk ved Institutt for Matematiske Fag, NTNU. Håkon har ved flere anledninger tatt seg tiden til å forklare meg statistikkens mange uforståelige prinsipper. Og skal sant sies ville nok ikke oppgaven sett ut som den gjør i dag uten Håkons hjelp.

Til slutt fortjener min bror Ørjan Gjengedal en enorm takk for tålmodig hjelp med MatLab og programmeringens absurde verden. Uten hans hjelp hadde læringsprosessen vært betydelig vanskeligere.

## Innhold

|  |      |
|--|------|
| Sammendrag .....                                     | i    |
| Abstract .....                                       | iii  |
| Forord .....   | v    |
| Innhold .....  | vi   |
| Figurliste .....                                     | ix   |
| Tabelliste .....                                     | xiii |
| 1 Innledning .....                                   | 1    |
| 1.1 Bakgrunn .....                                   | 1    |
| 1.2 Mål og fokus for arbeidet .....                  | 1    |
| 1.3 Metode og oppbygning .....                       | 2    |
| 1.4 Begrensninger .....                              | 2    |
| 2 Teori .....  | 3    |
| 2.1 Introduksjon .....                               | 3    |
| 2.2 Bølgeegenskaper .....                            | 3    |
| 2.3 Geologiske egenskaper .....                      | 7    |
| 2.3.1 Geologi .....                                  | 7    |
| 2.3.2 Poremedeier .....                              | 9    |
| 2.3.3 Topografi, oppsprekking og svakhetssoner ..... | 9    |
| 2.4 Skadekriterium og grenseverdier .....            | 11   |
| 2.5 Frekvensveide toppverdier .....                  | 14   |
| 2.6 Beregningsformler .....                          | 16   |
| 2.6.1 Modell nr. 1 .....                             | 17   |
| 2.6.2 Modell nr. 2 .....                             | 19   |
| 2.6.3 Modell nr. 3 .....                             | 21   |
| 2.6.4 Modell nr. 4 .....                             | 21   |
| 2.6.5 Modell nr. 5 .....                             | 21   |
| 3 Prosjektene .....                                  | 23   |
| 4 Metode .....                                       | 29   |
| 4.1 Regresjonsanalyse .....                          | 29   |
| 4.2 Tallfesting av spredning .....                   | 33   |
| 4.3 Vurdering av regresjonskonstantene .....         | 34   |



|       |  |    |
|-------|--|----|
| 4.4   | Fordelingen til residualverdiene .....       | 35 |
| 5     | Resultater .....                             | 37 |
| 5.1   | Data A (32 datapunkter) .....                | 37 |
| 5.1.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 37 |
| 5.1.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 39 |
| 5.1.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 40 |
| 5.2   | Data B (24 datapunkter) .....                | 42 |
| 5.2.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 42 |
| 5.2.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 45 |
| 5.2.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 45 |
| 5.3   | Data C (57 datapunkter) .....                | 48 |
| 5.3.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 48 |
| 5.3.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 50 |
| 5.3.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 51 |
| 5.4   | Data D (481 datapunkter) .....               | 53 |
| 5.4.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 53 |
| 5.4.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 55 |
| 5.4.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 56 |
| 5.5   | Data E (69 datapunkter) .....                | 58 |
| 5.5.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 58 |
| 5.5.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 60 |
| 5.5.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 61 |
| 5.6   | Data F (71 datapunkter) .....                | 63 |
| 5.6.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 63 |
| 5.6.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 65 |
| 5.6.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 66 |
| 5.7   | Data G (158 datapunkter) .....               | 68 |
| 5.7.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 68 |
| 5.7.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 70 |
| 5.7.3 | Effekt av frekvensveiing .....               | 71 |
| 5.8   | Data H (35 datapunkter) .....                | 73 |
| 5.8.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 73 |

|       |  |     |
|-------|--|-----|
| 5.8.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 75  |
| 5.8.3 | Effekt av frekvensveiging .....              | 76  |
| 5.9   | Data I (151 datapunkter) .....               | 78  |
| 5.9.1 | Test av formler for uveide toppverdier ..... | 78  |
| 5.9.2 | Fordeling av residualverdier .....           | 80  |
| 5.9.3 | Effekt av frekvensveiging .....              | 81  |
| 5.10  | Oppsummering .....                           | 83  |
| 6     | Diskusjon .....                              | 89  |
| 6.1   | Drøfting av resultater .....                 | 89  |
| 6.1.1 | Uveide toppverdier .....                     | 89  |
| 6.1.2 | Frekvensveide toppverdier .....              | 95  |
| 6.2   | Formel for frekvensveide toppverdier .....   | 96  |
| 6.2.1 | Ny formel .....                              | 97  |
| 7     | Konklusjon .....                             | 103 |
| 8     | Referanser .....                             | 105 |
|       | Vedlegg I .....                              | I   |

## Figurliste

|   |    |
|---|----|
| Figur 2-1: Tre vinkelrette komponenter av den seismiske bølgebevegelsen, vertikalt (V), longitudinalt (L) og transversalt (T) (Khandelwal, 2012).....   | 4  |
| Figur 2-2: Den sinusoidale bølgen. Sammenhengen mellom forskyvning (Amplitude), hastighet og akselerasjon (NTNU, 1998).....   | 5  |
| Figur 2-3: Vanlige seismiske hastigheter i Skandinavisk geologi (NTNU, 1998). ....  | 8  |
| Figur 2-4: Effekten av topografi og "hardganger" på seismiske bølger (NTNU, 1998). ....   | 10 |
| Figur 2-5: Oppsprekingens orientering i forhold kilde og målepunkt vil ha betydning for hvor mye de seismiske bølgene dempes (NTNU, 1998).....  | 10 |
| Figur 2-6: Virkningen av sprengningsinduserte vibrasjoner på bygninger og mennesker (NTNU, 1998).....   | 13 |
| Figur 2-7: Toppverdi måles i avstanden fra grunnlinje til høyeste toppunkt, her vist med linje 1 (Standard Norge, 2012). ....   | 14 |
| Figur 2-8: Prinsipielt utseende av filteret slik det ser ut per 2012 (Standard Norge, 2012)....   | 15 |
| Figur 2-9: Oppbygning av frekvensfilteret slik det ser ut i praksis per 2012 (Standard Norge, 2012).....  | 15 |
| Figur 2-10: Typisk sprengningsindusert vibrasjonsforløp for uveid vibrasjon (blå) og frekvensveid vibrasjon (rød). ....   | 16 |
| Figur 2-11: Fjellkonstanten, K, som funksjon av avstand og fjellforhold sees her som sorte linjer. Kurvetilpasningene av Fjellkonstanten sees som fargede linjer (Madshus, 2012). ....  | 18 |
| Figur 2-12: Fjellfaktoren C (NTNU, 1998). ....  | 19 |
| Figur 2-13: Dempningskoeffisient $\beta$ for avstander mellom 5 til 130 meter (NTNU, 1998). ....  | 20 |
| Figur 3-1: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt A. ....   | 24 |
| Figur 3-2: Plassering av målepunkt (rødt) og salver (gult) for prosjekt D. ....   | 25 |
| Figur 3-3: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt E. ....   | 26 |
| Figur 3-4: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt F. ....   | 26 |
| Figur 3-5: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt H. ....   | 27 |
| Figur 3-6: Plassering av målepunkt (rødt og grønt) og salver (gult) for prosjekt I. ....  | 28 |
| Figur 4-1: Log-normalfordeling med vanlige akser (a) og med logaritmiske akser (b). Arealet under linjen fra medianen representerer henholdsvis et, to og tre standardavvik i henhold til normalfordelingen (Eckhard, et al., 2001). .... | 30 |
| Figur 4-2: For ikke-transformerte data vil "best-fit" regresjonen ligge lavere enn "antatt" som følge av at restverdiene er log-normalfordelt. ....   | 30 |
| Figur 4-3: Over: Korrekt lineær regresjonsmodell. Under: Høyere ordens regresjonsmodell (Walpole, et al., 2007). ....   | 32 |
| Figur 4-4: Standard normalfordeling, $X \sim N(0,1)$ (NTNU, 2012). ....   | 36 |
| Figur 5-1: "Best-fit" kurvetilpasning for ligning nr. 5. Datasett A. ....   | 38 |
| Figur 5-2: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene (V). Datasett A. ....  | 39 |

|  |    |
|--|----|
| Figur 5-3: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett A. ....  | 39 |
| Figur 5-4: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra modell nr. 5. Datasett A.....                                       | 40 |
| Figur 5-5: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett A. ....  | 40 |
| Figur 5-6: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett A. ....  | 41 |
| Figur 5-7: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett A.<br>.....                       | 42 |
| Figur 5-8: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett B.....  | 43 |
| Figur 5-9: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ).<br>Datasett B. ....  | 44 |
| Figur 5-10: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett B. ....   | 44 |
| Figur 5-11: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier. Datasett B.....   | 45 |
| Figur 5-12: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett B. ....   | 46 |
| Figur 5-13: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett B. ....   | 46 |
| Figur 5-14: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett<br>B.....                        | 47 |
| Figur 5-15: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett C.....   | 49 |
| Figur 5-16: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene<br>( $V$ ). Datasett C. .... | 49 |
| Figur 5-17: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett C. ....   | 50 |
| Figur 5-18: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett C. ....                               | 50 |
| Figur 5-19: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett C. ....   | 51 |
| Figur 5-20: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett C. ....   | 51 |
| Figur 5-21: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett<br>C.....                        | 52 |
| Figur 5-22: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett D. ....  | 54 |
| Figur 5-23: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene<br>( $V$ ). Datasett D. .... | 54 |
| Figur 5-24: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett D. ....   | 55 |
| Figur 5-25: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra modell nr. 5. Datasett D. ....                                     | 55 |
| Figur 5-26: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett D. ....   | 56 |
| Figur 5-27: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett D.....  | 56 |
| Figur 5-28: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett<br>D. ....                       | 57 |
| Figur 5-29: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr 5. Datasett E. ....   | 59 |
| Figur 5-30: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene<br>( $V$ ). Datasett E.....  | 59 |
| Figur 5-31: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett E.....  | 60 |
| Figur 5-32: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett E. ....                               | 60 |
| Figur 5-33: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett E.....  | 61 |
| Figur 5-34: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett E. ....   | 61 |

|  |    |
|--|----|
| Figur 5-35: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett E.....                       | 62 |
| Figur 5-36: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett F.....   | 64 |
| Figur 5-37: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett F..... | 64 |
| Figur 5-38: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett F.....  | 65 |
| Figur 5-39: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett F. ....                           | 65 |
| Figur 5-40: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett F.....  | 66 |
| Figur 5-41: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett F. ....   | 66 |
| Figur 5-42: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett F.....                       | 67 |
| Figur 5-43: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr 5. Datasett G. ....   | 69 |
| Figur 5-44: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett G..... | 69 |
| Figur 5-45: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett G. ....   | 70 |
| Figur 5-46: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett G.....                            | 70 |
| Figur 5-47: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett G. ....   | 71 |
| Figur 5-48: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett G.....  | 71 |
| Figur 5-49: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett G. ....                      | 72 |
| Figur 5-50: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett H. ....  | 74 |
| Figur 5-51: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett H..... | 74 |
| Figur 5-52: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett H. ....   | 75 |
| Figur 5-53: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett H.....                            | 75 |
| Figur 5-54: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett H. ....   | 76 |
| Figur 5-55: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett H.....  | 76 |
| Figur 5-56: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett H. ....                      | 77 |
| Figur 5-57: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett I.....   | 79 |
| Figur 5-58: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett I..... | 79 |
| Figur 5-59: Sannsynlig fordeling av $\beta$ . Datasett I.....  | 80 |
| Figur 5-60: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier. Datasett I.....   | 80 |
| Figur 5-61: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett I.....  | 81 |
| Figur 5-62: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett I. ....   | 81 |
| Figur 5-63: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett I.....                       | 82 |
| Figur 5-64: Estimert fordeling av $\alpha_2$ fra ligning nr. 5 for uveide toppverdier for prosjektene A – I.....         | 84 |

|   |     |
|---|-----|
| Figur 5-65: Estimert fordeling av $\gamma$ fra ligning nr. 5 for uveide toppverdier for prosjektene A – I. ....                     | 85  |
| Figur 5-66: Dominerende frekvenser mot avstand for prosjektene A – I. ....  | 86  |
| Figur 5-67: Dominerende frekvenser mot "cube root" skalert avstand for prosjektene A – I. ....                                      | 86  |
| Figur 5-68: Dominerende frekvenser mot "square root" skalert avstand for prosjektene A – I. ....                                    | 87  |
| Figur 6-1: Estimert fordeling av $\alpha_2$ for uveide toppverdier for prosjektene A – I. $\alpha = -1.5$ er fremhevet i rødt. .... | 91  |
| Figur 6-2: Estimert fordeling av $\beta$ fra uveide toppverdier for prosjektene A, B, D, E, F, G og H. ....                         | 94  |
| Figur 6-3: Kategori A plottet mot datasett H. ....  | 100 |
| Figur 6-4: kategori B plottet mot datasett A. ....  | 100 |
| Figur 6-5: Kategori C plottet mot datasett I. ....  | 101 |
| Figur 6-6: Kategori A, B og C plottet sammen med datasett I, A og H. ....   | 101 |

## Tabelliste

|  |    |
|--|----|
| Tabell 2-1: Bølgeligninger for noen volumbølger og grenseflatebølger (Persson, et al., 1993).      | 8  |
| Tabell 2-2: Faktor for sprengstoffutnyttelse $\alpha_i$ (NTNU, 1998).                              | 20 |
| Tabell 3-1: Spredning i målte data for prosjekt A – I.   | 23 |
| Tabell 4-1: Minste Kvadraters Metode for modell nr. 1 – 5 som ble presentert i kapitel 2.          | 31 |
| Tabell 5-1: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett A.                               | 37 |
| Tabell 5-2: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett A.                        | 42 |
| Tabell 5-3: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett B.                               | 43 |
| Tabell 5-4: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett B.                        | 47 |
| Tabell 5-5: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett C.                               | 48 |
| Tabell 5-6: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett C.                        | 52 |
| Tabell 5-7: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett D.                               | 53 |
| Tabell 5-8: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett D.                        | 57 |
| Tabell 5-9: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett E.                               | 58 |
| Tabell 5-10: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett E.                       | 62 |
| Tabell 5-11: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett F.                              | 63 |
| Tabell 5-12: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett F.                       | 67 |
| Tabell 5-13: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett G.                              | 68 |
| Tabell 5-14: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett G.                       | 72 |
| Tabell 5-15: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett H.                              | 73 |
| Tabell 5-16: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett H.                       | 77 |
| Tabell 5-17: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett I.                              | 78 |
| Tabell 5-18: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett I.                       | 82 |
| Tabell 5-19: Regresjonsresultat for modell nr. 5 for uveide toppverdier for prosjekt A – I.        | 83 |
| Tabell 5-20: Regresjonsresultat for modell nr. 5 for frekvensveide toppverdier for prosjekt A – I. | 88 |
| Tabell 6-1: Endring av standardavvik ved frekvensveiling.  | 95 |
| Tabell 6-2: Kategoribeskrivelse for formel [6.3].  | 98 |
| Tabell 6-3: Veiledende valg av <i><math>\alpha_{fi}</math></i> etter kategori.                     | 99 |
| Tabell 6-4: Veiledende valg av <i><math>K_{fi}</math></i> etter kategori.                          | 99 |
| Tabell 6-5: Inndeling av prosjekt A – I etter formel [6.3].  | 99 |





# 1 Innledning

## 1.1 Bakgrunn

Den Norske Standard, NS8141-01:2012 *Vibrasjoner og støt – Veiledende grenseverdier for bygge- og anleggsvirksomheten, bergverk og trafikk*, tar for seg vibrasjoner og støt og gir veiledende grenseverdier for bygge- og anleggsvirksomhet, bergverk og trafikk. Standarden har nylig vært gjennom en omfattende revisjon og Del 1 av den nye utgaven har vært gjeldene standard siden 1. Februar 2012. Del 1 tar for seg virkningen av vibrasjoner fra sprengning på byggverk, inkludert tunneler og bergrom.

Den største endringen i den nye standarden er innføringen av grenseverdier basert på frekvensveide vibrasjoner. Det har lenge vært kjent at skadevirkningen fra sprengningsinduserte vibrasjoner på byggverk er direkte knyttet til frekvensinnholdet i de seismiske bølgeene (Kuzu, 2007; NTNU, 1998). Ved bruk av partikkelhastighet som skadekriterium, vil vibrasjoner dominert av høye frekvenser utgjøre en mindre risiko for skader enn vibrasjoner dominert av lave frekvenser. Etter den nye standarden blir dette tatt direkte hensyn til ved at intensiteten til vibrasjoner med høye frekvenser reduseres og vibrasjoner med lave frekvenser forsterkes. Dette gjøres ved at det registrerte vibrasjonssignalet påføres et frekvensveiefilter i forkant av fastsettelse av toppverdi.

I forbindelse med denne Masteroppgaven ble det høsten 2012 gjennomført et forprosjekt i faget TGB 4500 Ingeniørgeologi og Bergmekanikk Fordypningsprosjekt ved Institutt for Geologi og Bergteknikk (IGB) ved NTNU. Oppgaven sees i referanselisten som Gjengedal (2012). Prosjektet fungerte som en innledende undersøkelse med hovedfokus på innsamling prosjektinformasjon og kontroll av datagrunnlaget, samt en enklere behandling av datasettene i Excel. Prosjektet viste at frekvensveieingen konsekvent førte til større spredning og dermed større usikkerhet ved bruk av den testede formelen.

## 1.2 Mål og fokus for arbeidet

For å sikre at den nye typen grenseverdier ikke overskrides under ulike forhold, skal det utarbeides en veileder til NS8141-01. Denne oppgaven har som mål å forklare hvordan man kan bestemme maksimalt tillatt ladningsmengde, et bidrag til den nye veilederen. Hovedfokuset vil ligge på testing av eldre, etablerte beregningsformlers prediksjonsevne gjennom bruk av statistiske teknikker. Eldre beregningsmodeller, som i all hovedsak baserer seg på innflytelsen av avstand og ladningsmengde, er i utgangspunktet ikke designet for frekvensveide toppverdier.

Lokale forhold som type sprengningsarbeid, type sprengstoff, bergesegenskaper, grunnforhold og geometriske forhold og deres innvirkning på vibrasjonene vil ha stor betydning. Frekvensen styres i stor grad av slike forhold og hypotesen er at frekvensveide vibrasjoner vil gi et bedre vurderingsgrunnlag for estimering av maksimalt tillatt ladningsmengde enn

uveide toppverdier. En beregningsmodell ansees i utgangspunktet for å være bedre enn en annen hvis den gir mer nøyaktige resultater, samtidig skal modellens brukervennlighet veie tungt.

### **1.3 Metode og oppbygning**

Foruten et litteraturstudium skal det i dette mastergradsarbeidet gjennomføres en evaluering av ni ulike og uavhengige datasett ved hjelp av statistiske analyseverktøy i MatLab®. Evalueringen tar utgangspunkt i erfaringer hentet fra tidligere arbeider innenfor dette feltet, men vil i større grad se på usikkerheten ved beregningene. De statistiske analysene er lagt opp som følger:

- Evaluering av eldre beregningsformler og deres prediksjonsevne på uveide toppverdier.
- Evaluering av eldre beregningsformler og deres prediksjonsevne på frekvensveide toppverdier.
- Knytte eventuelle forskjeller mellom uveide og frekvensveide resultater opp mot de steds spesifikke forholdene ved hvert enkelt datasett for å kunne forklare den statistiske analysen.

Med utgangspunkt i dette gis et forslag til beregningsformel for frekvensveide toppverdier i henhold til den nye utgaven av NS8141 (2012).

### **1.4 Begrensninger**

Forfatteren har ikke selv hatt anledning til å kontrollere prosedyrene ved sprengningsarbeidet. I bergsprengningsbransjen blir salveplaner og salverapporter ofte hemmeligholdt og det har ikke vært mulig å få innsyn i disse. Salvenes oppbygning med tanke på innspenning, forsetning, forsinkelsestid, borehullhelning, deling av salver og effekten dette har på vibrasjonene diskuteres derfor ikke.

En vurdering av de geologiske forholdene er essensielt for å kunne tolke dataene på en fornuftig måte. Skriftlige geologiske rapporter finnes imidlertid ikke alltid for prosjektene og en vurdering er i slike tilfeller gjort med forankring i regionalgeologiske kart fra NGU per 18. desember 2012 (Norges Geologiske Undersøkelse, 2012). Det er dessverre begrenset hvilken mengde informasjon slike kart gir.

Norsk praksis har gjennom de siste 50 år tatt utgangspunkt i den vertikale komponenten av svingehastigheten da denne normalt sett vil være dominerende over korte avstander. I nyere tid har det derimot blitt mer vanlig å måle triaksialt slik at hele vibrasjonen kan beskrives. Uheldigvis, for noen av datasettene inngår bare den vertikale komponenten. For å kunne sammenligne datasettene med hverandre er det derfor for alle beregningene kun tatt utgangspunkt i den vertikale komponenten.

## 2 Teori

### 2.1 Introduksjon

Med sprengningsinduserte vibrasjoner menes seismiske bølger som spres gjennom fjell og løsmasser som følge av en enorm frigivelse av energi fra sprengstoff. De seismiske bølgene påfører partiklene i jorden en oscillerende bevegelse om partiklenes likevektsposisjon. Denne bevegelsen resulterer i en dynamisk spenningsbelastning i materialet og vil kunne skade materialet hvis spenningene overskrider materialets elastiske egenskaper (Persson, et al., 1993).

Sprengningsinduserte vibrasjoner opptrer som komplekse svingninger i berggrunnen og er sammensatt av en rekke ulike typer seismiske bølger. Disse seismiske bølgene har ulike egenskaper som påvirker vibrasjonenes effekt på det materialet bølgene forplanter seg igjennom. Av samme grunn har forskjellige materialer også ulik effekt på hvordan bølgene forplanter seg gjennom dem. I utgangspunktet skiller det ikke på bølgetyper ved registreringen av vibrasjoner, men en viss forståelse av ulike bølgers oppførsel i fjell, samt hvordan fjell og omgivelser vil kunne påvirke slike bølger er viktig.

### 2.2 Bølgeegenskaper

For seismiske bølger er det vanlig og skille mellom volumbølger og grenseflatebølger med bakgrunn i deres egenskaper og forplantningsmåte i berggrunnen. Volumbølgene, bedre kjent som P-bølger og S-bølger, forplanter seg i hele mediet og påfører partikler i mediet et særegent svingemønster. Grenseflatebølger forplanter seg hovedsakelig nær overflaten av mediet eller langs grenseflater mellom to lag med ulike elastiske egenskaper (Landrø, 2008; Khandelwal, 2012). Deres egenskaper kan kort oppsummeres slik

- P-bølger (pressure-waves), også kjent som trykkbølger, er bølger som påfører mediet vekselvis trykk- og strekkspenninger. Partikler får dermed en longitudinal bevegelse i bølgens forplantningsretning. P-bølger er de raskeste av de seismiske bølgene og vil alltid være de første som registreres på et måleinstrument.
- S-bølger (shear-waves), også kjent som skjærbølger, er bølger som svinger normalt på forplantningsretningen og dermed påfører mediet skjærspenning. Skjærspenninger eksisterer ikke i luft eller vann, slik at S-bølger finnes heller ikke i slike medier. S-bølger er tregere enn P-bølger.
- Rayleigh-bølger er grenseflatebølger hvor partikkelbevegelsen er retrograd av bølgens forplantningsretning. Dette gjør at partiklene i mediet beveger seg både vertikalt og longitudinalt fra kilden. Disse bølgene er litt tregere enn S-bølger.
- Love-bølger er grenseflatebølger med transvers partikkelbevegelse kun i det horisontale plan. Love-bølger er noe raskere enn Rayleigh-bølger.

Ved detonasjon av salver gjør varierende tennerintervall og ulike bølgehastighet at seismiske bølger overlapper hverandre. Sprengningsinduserte vibrasjoner er derfor en kompleks blanding av blant annet de bølgetypene som er nevnt ovenfor. Ved måling av vibrasjoner bør

det derfor måles i tre retninger, nemlig vertikalt, longitudinalt og transversalt, for å kunne beskrive bølgens form best mulig, slik som i Figur 2-1.



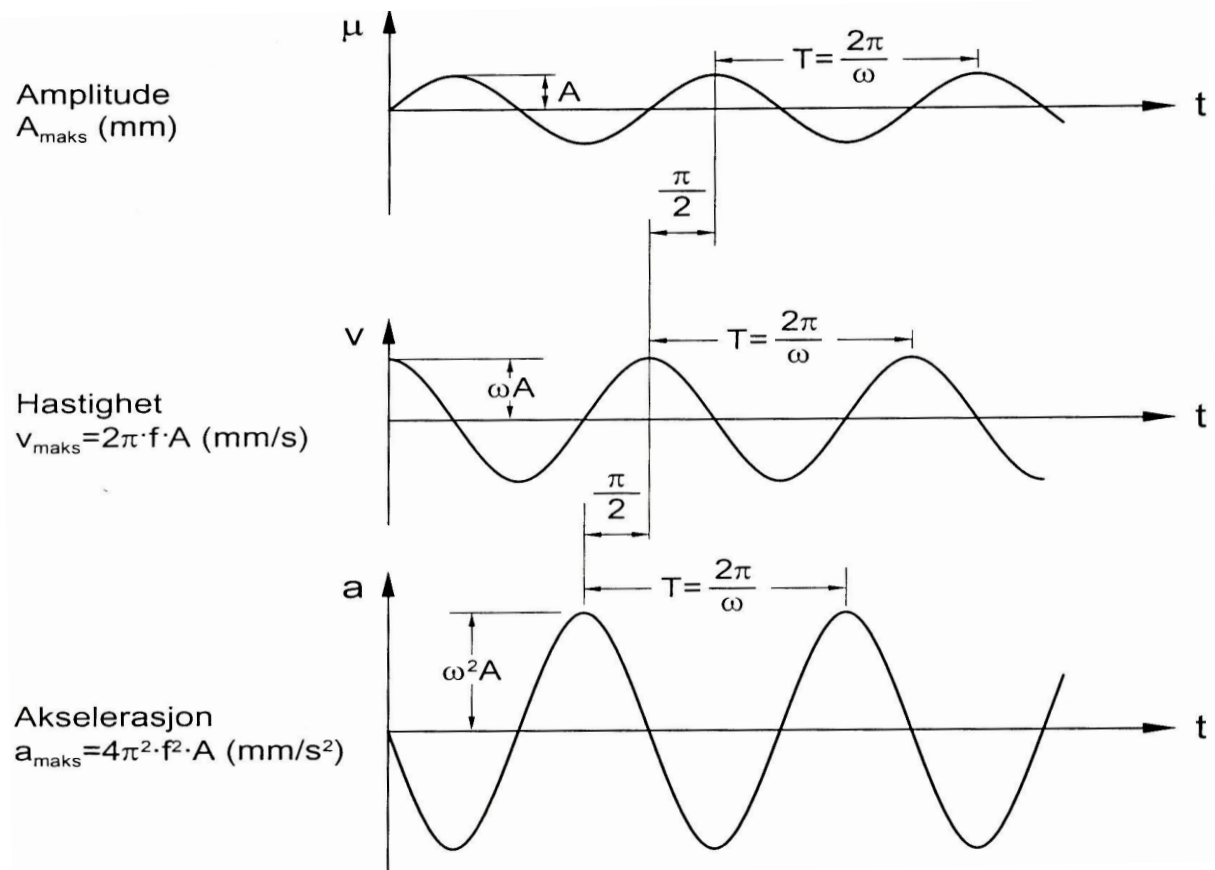
**Figur 2-1: Tre vinkelrette komponenter av den seismiske bølgebevegelsen, vertikalt (V), longitudinalt (L) og transversalt (T) (Khandelwal, 2012).**

På grunn av den komplekse naturen til seismiske bølger er det en stor utfordring å skulle beskrive bølgens egenskaper på en helt nøyaktig måte. Det er derfor vanlig å gjøre noen forenklinger når slike bølger skal beskrives. Den enkle harmoniske sinusoidale bølgen blir ofte brukt for å illustrere seismiske bølger (Khandelwal, 2012; NTNU, 1998). En slik bølge sees i Figur 2-2. En rekke egenskaper brukes for å beskrive denne bølgen. Følgende er verdt å notere seg

- *Amplitude (A)*: En partikkels maksimale utslag fra likevekstposisjon [mm]. Betegner ofte intensiteten til bølgen.
- *Periode (T)*: Tiden en partikkel bruker på å fullføre en hel syklus [s].
- *Frekvens (f)*: Antallet perioder per sekund [Hz].
- *Bølgelengde ( $\lambda$ )*: Lengden på én periode [m].
- *Forplantningshastighet (c)*: Bølgens laterale hastighet i et gitt medium [m/s].

I tillegg til de egenskapene nevnt over brukes spesielt følgende terminologier i forbindelse med sprengningsinduserte vibrasjoner. Disse uttrykkene brukes om hvordan responsen i materialet er når bølgene passerer igjennom det. Sammenhengen mellom disse sees i Figur 2-2.

- *Forskyvning ( $y$ )*: En partikkels maksimale utslag fra likevekstposisjon [mm eller  $\mu\text{m}$ ].
- *Svingehastighet ( $v$ )*: Partikkelens hastighet under forflytningen. Rent matematisk er svingehastigheten den deriverte av forskyvningen [mm/s].
- *Partikkelakselerasjon ( $a$ )*: Beskriver hvor fort hastigheten til partikkelen endres. Partikkelakselerasjonen er den deriverte av svingehastigheten [mm/s<sup>2</sup>].



Figur 2-2: Den sinusoidale bølgen. Sammenhengen mellom forskyvning (Amplitude), hastighet og akselerasjon (NTNU, 1998).

I forbindelse med sprengningsinduserte vibrasjoner er noen av de viktigste egenskapene til seismiske bølger deres dempningsegenskaper. Mange faktorer bidrar til at seismiske bølger dempes ettersom de propagerer gjennom jorden. Landrø (2008) beskriver de viktigste årsakene til dempning som energitap i form av geometrisk spredning, absorpsjon og transmisjon.

- **Geometrisk spredning:** Ettersom bølgen brer seg over et stadig større område fra kildepunktet vil bølgeenergien fordele seg over en stadig voksende konsentrisk bølgefront. Her er det en vesentlig forskjell mellom volumbølger og grenseflatebølger. For volumbølger som har tre frihetsgrader og utbres i tre dimensjoner, vil disse bølgene dempes raskere enn grenseflatebølger, som bare har to frihetsgrader og utbres i to dimensjoner. Rinehart (1970) beskriver bølgenes dempningsgrad, med en avstand  $d$  fra kilden, på følgende måte:
  - $1/d$  for volumbølger i tre dimensjoner.
  - $1/d^{0,5}$  for Rayleigh- bølger.
  - $1/d^2$  for volumbølger langs en grenseflate.

- **Absorpsjon:** Energien fra bølgene absorberes delvis av materialet det passerer gjennom. Dette energitapet kan for eksempel arte seg som varmetap ovenfor mediet, eller mekanisk deformasjon av mediet i form av mikroskopiske sprekker, såkalt rissdannelse. Hvor mye absorpsjon som forekommer i berggrunnen er avhengig av materialets egenskaper og hvor kraftige vibrasjonene er.
- **Transmisjonstap:** Når en seismisk bølge treffer en grenseflate vil noe av energien gå over i andre former. Noe av energien vil reflekteres og noe transmitteres, mens noe av energien går over i en annen bølgeform som for eksempel S-bølger eller Rayleigh-bølger. Slikt tap betegnes som "transmisjonstap" og styres av hvor markert grenseflaten er. Godt markerte grenseflater er for eksempel overgangen fra fjell til luft eller kraftige svakhetssoner.

På grunn av forskjellen i grad av demping hos volumbølger og grenseflatebølger er ofte grenseflatebølger, som Rayleigh- bølger, de eneste bølgetypene som lar seg registrere over lange avstander (Persson, et al., 1993).

I forbindelse med sprengningsinduserte vibrasjoner er det og spesielt interessant å se på betydningen av bølgelengden. Bølgelengden beskriver altså den transversale lengden på en seismisk bølge. For en bølge med frekvens ( $f$ ) og forplantningshastighet ( $c$ ) vil bølgelengden kunne uttrykkes på følgende måte:

$$\lambda = \frac{c}{f} \quad [m] \quad [2.1]$$

Rent praktisk vil dette ha stor betydning fordi mange sprengningsinduserte vibrasjoner får bølgelengder i området 12 – 30 meter, noe som sammenfaller med størrelsen på de fleste byggverk. Bølgelengder som sammenfaller med en bygnings lengde tvinger dermed konstruksjonen til å følge bølgens undulerende oppførsel, noe som kan skade bygningen allerede ved lav intensitet (Persson et. al, 1993). Ligningen gir dermed et viktig innblikk i betydningen av forplantningshastighet og frekvens, to egenskaper som i stor grad styres av geologiske forhold.

NTNU (1998) har dokumentert at vibrasjoner induisert av sprengningsarbeider har vanlig frekvensområde mellom 10-100 Hz, hvor den dominerende frekvensen ofte ligger rundt 40-70 Hz. Den dominerende frekvensen endres imidlertid fort ved økende avstand. Dette skjer fordi bølger med høy frekvens dempes raskere enn bølger med lav frekvens. Det observeres derfor mer høyfrekvente vibrasjoner i nærheten av sprengningsstedet enn langt unna sprengningsstedet.

Når det gjelder bygninger og konstruksjoner vil de i de fleste tilfeller ha en egenfrekvens i området rundt 5 – 16 Hz. Dette medfører at lavfrekvente bølger med frekvens i nærheten av bygningenes egenfrekvens representerer en større risiko for skader enn høyfrekvente bølger som følge av at slike frekvenser vil skape resonans i bygningene (NTNU, 1998; Kuzu, 2007)

## 2.3 Geologiske egenskaper

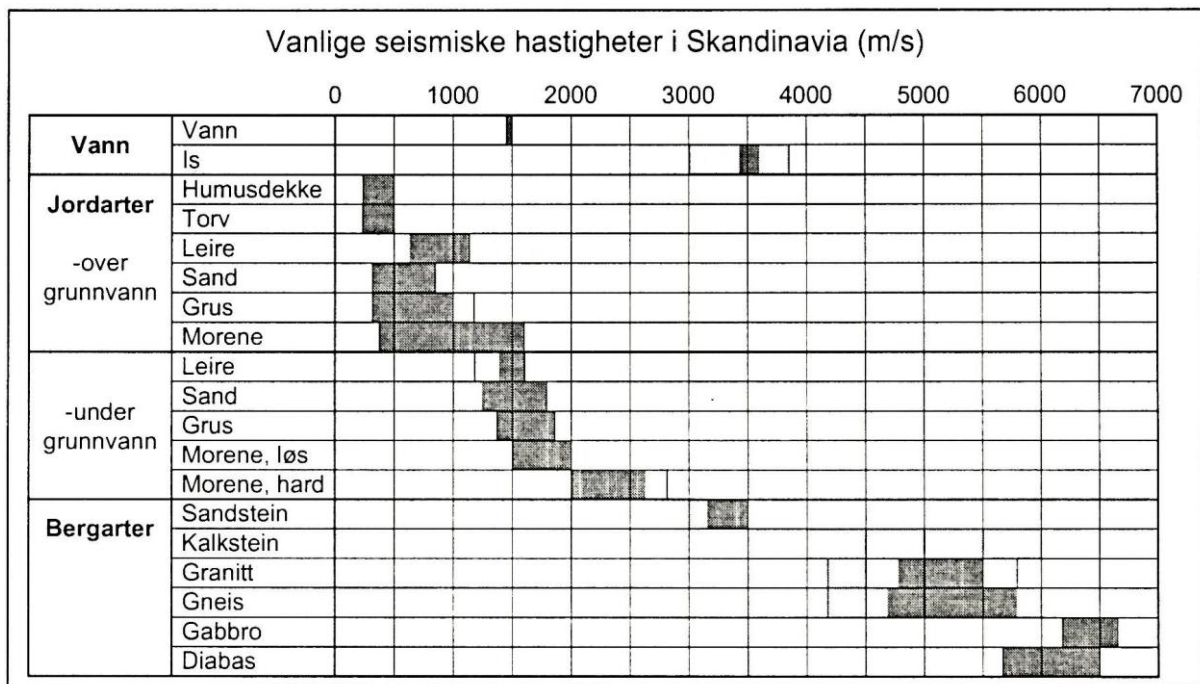
Berggrunnen er det medium vibrasjonene går i og vil i så måte ha alt og si for hvordan vibrasjonene oppfører seg. Det er nettopp her absorpsjons- og transmisjonstap forekommer og berggrunnens sammensetning er avgjørende for vibrasjonenes forplantningsevne. Med berggrunnen menes her bergarter, løsmasser, poremedia og strukturer i undergrunnen. Alle disse har ulike egenskaper som vil kunne påvirke forplantningsevnen til vibrasjonene i bergmassen som helhet.

### 2.3.1 Geologi

Bergarters evne til å overføre vibrasjoner varierer med hensyn på stivhet, tetthet og homogenitet. Økende stivhet og tetthet gir bergarten større trykkfasthet samt øker den seismiske hastigheten i bergarten. Generelt vil bergarter med høy trykkfasthet og høy seismisk hastighet ha god overføringsevne. Granitt, gneis og gabbro er eksempler på slike bergarter. Mindre sterke bergarter som for eksempel sandstein og andre sedimentære bergarter, vil ha en større grad av demping (NTNU, 1998; Landrø, 2008).

Løsmasser har mye svakere elastiske egenskaper enn bergarter, samt at de har større grad av porøsitet. Denne kombinasjonen gjør at bølgehastigheten synker i slike materialer og dempningsgraden øker. Figur 2-3 viser noen typiske seismiske hastigheter som kan forventes i Skandinavisk berggrunn. Det er ikke oppgitt hvilken seismisk bølge denne figuren beskriver, men det er rimelig å anta at dette dreier seg om P-bølger grunnet de høye hastighetene i gabbro og diabas.

For et ideelt tilfelle hvor bølgene forplanter seg gjennom et uendelig, isotropisk, homogent, elastisk materiale vil bergmassens innvirkning på seismiske bølgers forplantningshastighet kunne beskrives matematisk som vist i Tabell 2-1 (Persson, et al., 1993; Richard, et al., 1970).



Figur 2-3: Vanlige seismiske hastigheter i Skandinavisk geologi (NTNU, 1998).

Tabell 2-1: Bølgeligninger for noen volumbølger og grenseflatebølger (Persson, et al., 1993).

|                   |   |        |       |
|-------------------|---|--------|-------|
| P-bølger:         | $c_p = \left[ \frac{E(1-\nu)}{\rho(1-2\nu)(1+\nu)} \right]^{1/2}$ | [mm/s] | [2.2] |
| S-bølger:         | $c_s = \left[ \frac{E}{2\rho(1+\nu)} \right]^{1/2}$               | [mm/s] | [2.3] |
| Rayleigh- bølger: | $c_R \approx c_s \cdot \frac{0.86 + 1.14\nu}{1 + \nu}$            | [mm/s] | [2.4] |

Hvor  $E$  er den elastiske modulen til materialet [Pa].

$\rho$  er materialets tetthet [ $\text{kg/m}^3$ ].

$\nu$  er tverrkontraksjonen (Poisson's forholdstall).

For et materiale med Poisson's forholdstall lik 0,25 sees det at P- bølgehastigheten er cirka 1,7 ganger større enn  $c_s$  og at Rayleigh-bølgene vil ha cirka 91 % av S-bølgens hastighet. Tatt i betraktning av at ligning [2.1] kobler forplantningshastigheten sammen med frekvens og bølgelengde, vil dette si at ulike bølgetyper har vidt forskjellig frekvens og/eller bølgelengde selv i samme geologiske materiale med en bestemt stivhet.



Bergmassen er imidlertid sjeldent ideell og inhomogeniteter og anisotropiske forhold vil alltid spille inn. Større eller mindre inhomogeniteter i bergarten vil for eksempel kunne bryte opp og spre seismiske bølger. Dette problemet er velkjent blant petroleumsgeofysikere som sliter med "å se" under basaltlag i Nordsjøen som følge av at seismikken ikke kommer gjennom disse lagene. Disse basaltlagene består ofte av mange ulike materialer som bryter opp den seismiske bølgefronten som brukes i geofysiske analyser (Landrø, 2008).

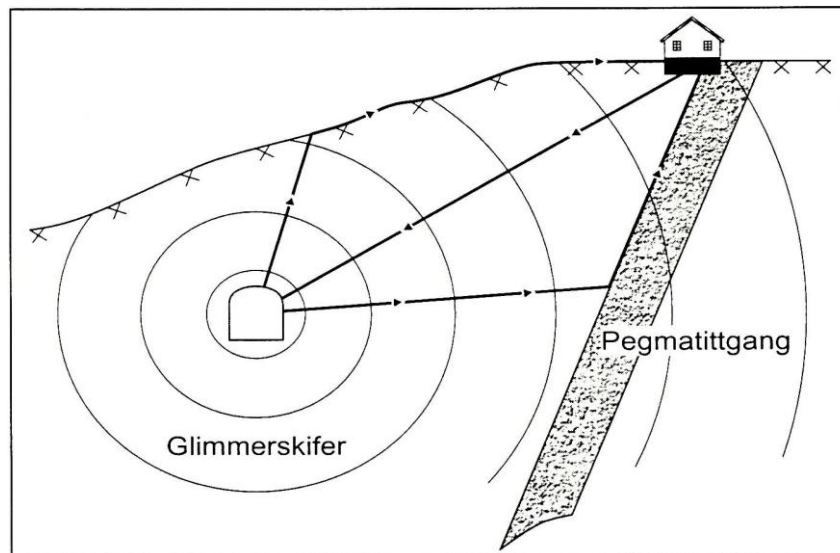
Et typisk uventet problem knyttet til disse bergartsegenskapene vil for eksempel kunne være harde ganger av intrusive bergarter som er "skjult" i svakere, bløte bergarter. De harde gangene vil fungere som gode ledere som fokuserer vibrasjonene og det vil kunne oppstå kraftigere vibrasjoner enn forventet selv på lange avstander (NTNU, 1998).

### **2.3.2 Poremedeier**

Landrø (2008) beskriver en mulig absorpsjonsmekanisme som kalles "squirt flow". Denne mekanismen utgjør et energitap i form av at vibrasjonene setter i gang bevegelse i porevæskene i bergmassen. Ambraseys & Hendron (1969) forklarer at denne mekanismen er avhengig av vibrasjonenes frekvensinnhold. Dette er en svært komplisert prosess, men noe forenklet kan det sies at høyfrekvente bølger har mulighet til å skape bevegelse i porevæskene, mens lavfrekvente bølger gjør at porevæskene beveger seg som en del av bergskjellettet rundt. Denne effekten gjør at høyfrekvente bølger dempes raskere i for eksempel vannmettede porøse medier enn i mer kompakte bergmasser. For eksempel vil vannmettet leire ofte være dominert av lavfrekvente vibrasjoner.

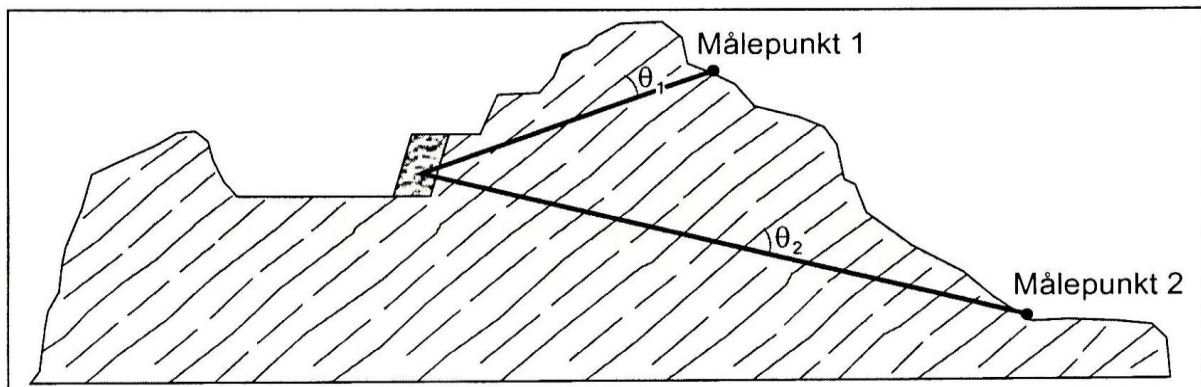
### **2.3.3 Topografi, oppsprekking og svakhetssoner**

Overgangen mellom luft og fjell representerer en kraftig grenseflate. Dette gjør at terrengoverflaten fungerer som en forsterkende grense på vibrasjonene. Denne forsterkningen kommer av at energi som ellers ville fortsatt videre ut i mediet blir reflektert og må fordele seg på et begrenset område og dermed forplanter seg langs fjelloverflaten. Dermed vil det, som vist i Figur 2-4, kunne oppstå uventet sterke vibrasjoner selv på avstander hvor det skulle forventes lave vibrasjoner (NTNU, 1998).



Figur 2-4: Effekten av topografi og "hardganger" på seismiske bølger (NTNU, 1998).

Sprekker og svakhetssoner fungerer som grenseflater hvor de seismiske bølgene brytes og reflekteres. Dette gjør at tett oppsprukket bergmasse har dårligere overføringsevne enn lite oppsprukket bergmasse.



Figur 2-5: Oppsprekingens orientering i forhold kilde og målepunkt vil ha betydning for hvor mye de seismiske bølgene dempes (NTNU, 1998).

Dersom bergmassen har et utpreget og klart oppsprekkingsmønster vil dempningen være avhengig av vinkelforholdet mellom utbredelsesretningen til bølgene og oppsprekkingsretningen, slik som Figur 2-5 viser. Vibrasjoner dempes mer i retning normalt på oppsprekkingen enn parallelt med oppsprekkingen. Dette kan føre til en fokusering av vibrasjoner som går parallelt med oppsprekkingen og gi større vibrasjonsutslag enn forventet (NTNU, 1998).

## 2.4 Skadekriterium og grenseverdier

NS8141 angir veiledende grenseverdier for vibrasjoner i form av maksimalt tillat svingehastighet ( $v$ ) [mm/s]. Denne praksisen bygger på erfaringer om at partikkelhastigheten er direkte proporsjonal med spenningsnivået bygningsmaterialet er utsatt for (Langefors & Kihlström, 1978). I et idealisert tilfelle hvor én seismisk kompresjonsbølge passerer gjennom et homogent, isotropisk, elastisk materiale, vil sammenhengen mellom partikkelhastigheten og spenningsnivået kunne uttrykkes som i ligning [2.5] (Denne ligningen gjelder imidlertid kun kompresjonsbølger (P-bølger) og vil se noe annerledes ut for de andre bølgetypene)(Richard, et al., 1970; Kramer, 1996).

$$\sigma_x = M \cdot \varepsilon_x = \rho \cdot c_p \cdot v_x \quad [Pa] \quad [2.5]$$

Hvor  $\sigma_x$  er den dynamiske spenningen bølgen påfører materialet den forplanets gjennom

$M$  er "constrained modulus" [Pa]

$\varepsilon_x$  er tøyningen i materialet [Strain]

$\rho$  er tettheten til materialet [ $kg/m^3$ ]

$c_p$  er kompresjonsbølgens forplantningshastighet [mm/s]

$v_x$  er partikkelhastigheten som påføres materialet [mm/s]

Produktet  $\rho \cdot c$  betegnes typisk for den spesifikke impedansen ( $Z$ ). Forskjellige bølgetyper får ulik impedans ved å sette inn den tilhørende bølgehastigheten. Fra denne ligningen sees det at både økende partikkelhastighet så vel som økende impedans fører til større spenningsbelastning i materialet. I praksis vil dette si at spenningsnivået induisert i en bygning primært kan kontrolleres med partikkelhastigheten siden bergforholdene omkring bygningen mer eller mindre er konstante.

Bygningers følsomhet ovenfor vibrasjoner er en komplisert affære. Bland annet fordi bygninger konstrueres på forskjellige måter med forskjellige typer materialer i ulike dimensjoner og med ulike fundamenteringsløsninger på ulik berggrunn. Samtidig som de overnevnte bølgeegenskapene som intensitet, bølgetype, bølgelengde, frekvens også har betydelig innvirkning på bygningens respons. Med bakgrunn i erfaringer med partikkelhastighet og ligning [2.5] angir NS8141 anbefalte grenseverdier med utgangspunkt i ligning [2.6] (Standard Norge, 2012).

$$V_f = V_0 \cdot F_b \cdot F_m \cdot F_t \cdot F_v \quad [mm/s] \quad [2.6]$$

Hvor  $V_f$  er den frekvensveide grenseverdien på byggverkets fundament/grunnmur

$V_0$  er basisverdien for vertikale frekvensveide svingehastigheter og satt til 25 mm/s

$F_b$  er en korreksjonsfaktor som tar høyde for byggverkets type og fundamentering

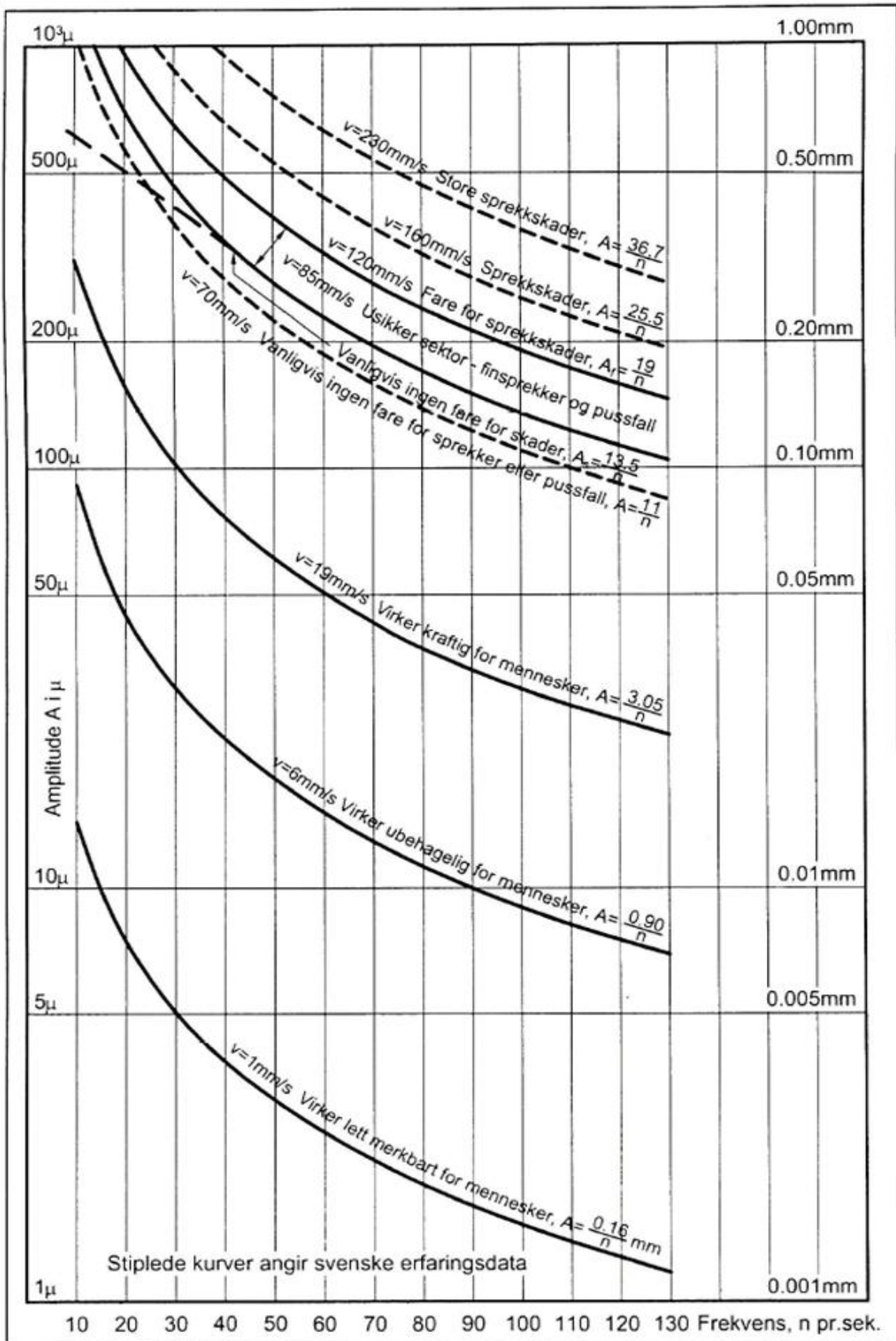
$F_m$  er en korreksjonsfaktor som tar hensyn til hovedmaterialet i byggverket

$F_t$  er en korreksjonsfaktor som tar hensyn til bygningens tilstand

$F_v$  er en korreksjonsfaktor som tar hensyn til varigheten av sprengningsaktiviteten

Denne formelen gjelder for generelle tilfeller med hensyn på skader på byggverk. Ved spesielle tilfeller, som for eksempel ved høye byggverk eller særdeles korte avstander, vil andre faktorer kunne være styrende for valg av grenseverdi. For øvrig fungerer formelen slik at ulike korreksjonsfaktorer tar hensyn til bygningsmessige forhold ved hjelp av ulike korreksjonsfaktorer. Samtidig tas det indirekte hensyn til de geologiske forholdene ved at grenseverdiene stiller krav om at vibrasjonene skal være frekvensveide (se kapittel 2.5).

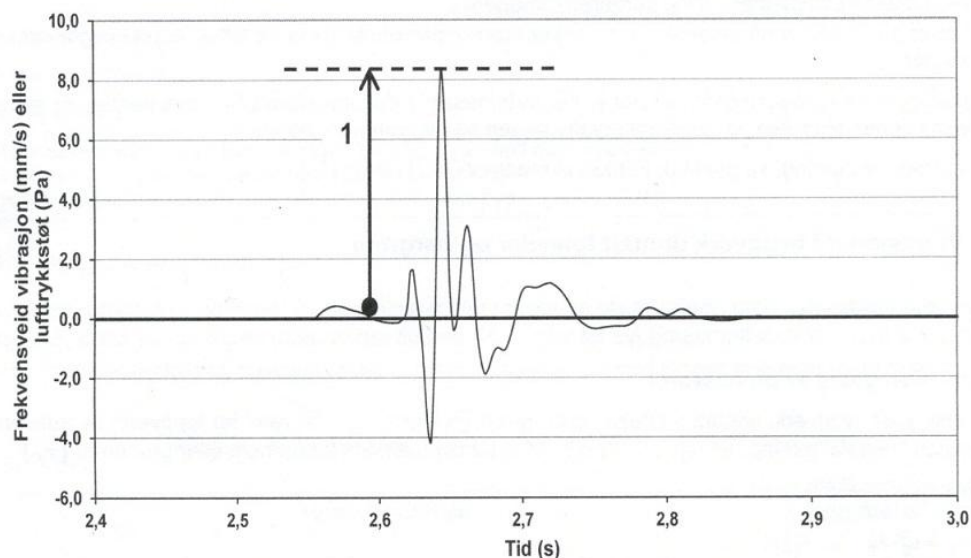
Avhengig av forholdene vil ligning [2.6] kunne gi en maksimalt øvre grense på 50 mm/s for frekvensveide vibrasjoner. Figur 2-6 illustrerer noen typiske responser fra bygninger ved ulike nivåer av partikkelhastighet. Det poengteres at figuren trolig gjelder bygninger som tilfredsstillende den øvre grensen i ligning [2.6]. Samtidig viser figuren hvordan mennesker reagerer på ulike nivåer av sprengningsinduserte vibrasjoner.



Figur 2-6: Virkningen av sprengningsinduserte vibrasjoner på bygninger og mennesker (NTNU, 1998).

## 2.5 Frekvensveide toppverdier

I den nye utgaven av NS8141 settes grenseverdiene på grunnlag av en frekvensveid toppverdi,  $V_f$ . I NS8141-1 betegnes toppverdi som den "største absoluttverdi av frekvensveid svingehastighet målt fra nullaksen". For et tilfeldig signal vil dette kunne se ut som i Figur 2-7. At toppverdien er frekvensveid vil si at toppverdiene justeres for frekvensinnholdet i vibrasjonene. Som tidligere nevnt har byggverk større følsomhet ovenfor lavfrekvente vibrasjoner. Dette blir det dermed tatt direkte hensyn til ved å stille krav til frekvensveide vibrasjoner. Tyskland og Japan har også nylig innført frekvensveiding av toppverdiene som et alternativ i deres standarder (Madshus, 2012).

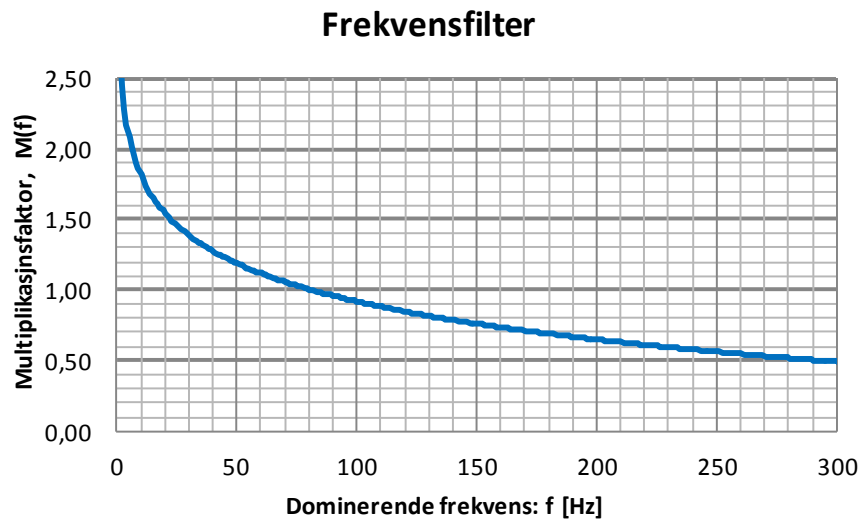


Figur 2-7: Toppverdi måles i avstanden fra grunnlinje til høyeste topppunkt, her vist med linje 1 (Standard Norge, 2012).

Veiingen, i den norske standarden, foregår slik at vibrasjonene korrigeres ved bruk av et "frekvensfilter" som er programmert i programvaren til måleinstrumentet. Når et vibrasjonsforløp registreres av et måleinstrument beregnes frekvensinnholdet direkte av instrumentet. Hvert vibrasjonsforløp vil kunne ha et vidt spekter av ulike frekvenser, fordi vibrasjonene er en kompleks blanding av mange ulike bølgetyper med ulike egenskaper. Ved veiing kobles hver enkelt del av vibrasjonen opp mot dens særegne frekvens og "veies" etter hvilken frekvens den har. Deretter plukkes den største toppverdien ut og kontrolleres mot grenseverdiene definert av NS8141.

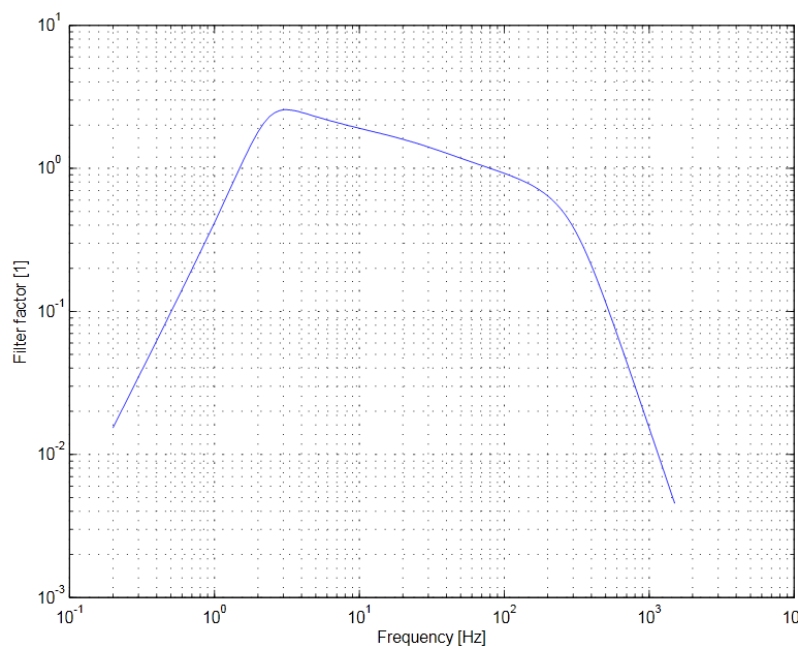
I prinsippet fungerer filteret slik som vist i Figur 2-8. Her vil en vibrasjon med en frekvens på 300 Hz blir korrigert slik at toppverdien reduseres med en faktor 0,5. En vibrasjon med en frekvens på 3 Hz vil korrigeres slik at toppverdien forsterkes med en faktor 2. Legg merke til et signal med 80 Hz vil gå uforandret gjennom filteret. Erfaringer fra tidligere utgaver av NS8141 har vært med i utformingen av filterets utseende og utformingen slik den er i Figur 2-8 er foreløpig under utprøving (per 2012).

For å illustrere hvordan dette brukes i praksis kan følgende eksempel være til hjelp. En uveid vibrasjon med toppverdi 25 mm/s som er dominert av frekvenser på 300 Hz, vil etter filtrering få en veid toppverdi på 12,5 mm/s og det er denne verdien som må ligge under grenseverdien i NS8141. Hvis den samme vibrasjonen heller hadde vært dominert av en frekvens på 3 Hz ville den veide toppverdien blitt 50 mm/s.



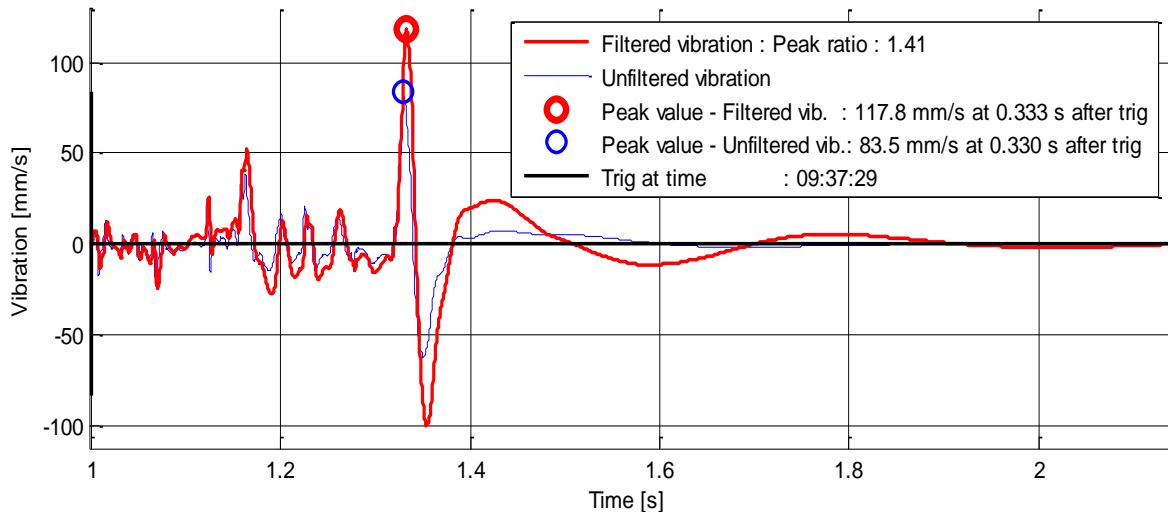
Figur 2-8: Prinsipielt utseende av filteret slik det ser ut per 2012 (Standard Norge, 2012).

I praksis ser filteret ut som i Figur 2-9. Grunnen til dette kommer av at det er ønskelig og utelate potensielle feilkilder fra å registreres i måleinstrumentene. Med feilkilder menes det her vibrasjoner med frekvenser under 2,4 Hz eller over 300 Hz siden slike frekvenser vanligvis ikke stammer fra sprengningsarbeider. Derfor begrenses filteret i endene ved å gå mot null.



Figur 2-9: Oppbygning av frekvensfilteret slik det ser ut i praksis per 2012 (Standard Norge, 2012).

Figur 2-10 viser et vibrasjonssignal som har blitt behandlet med dette filteret. Den blå linjen representerer det ubehandlede signalet. Her sees det at toppverdien ligger på 83,5 mm/s. Denne verdien stiger til 117,8 mm/s, eller med en faktor 1,41, etter filtrering som følge av at denne delen av signalet har lave frekvenser (37 Hz), her vist i rødt.



Figur 2-10: Typisk sprengningsindusert vibrasjonsforløp for uveid vibrasjon (blå) og frekvensveid vibrasjon (rødt).

## 2.6 Beregningsformler

Det finnes en rekke ulike formler som beskriver sammenhengen mellom ladningsmengde, avstand og uveid toppverdi i forbindelse med sprengningsinduserte vibrasjoner. Det generelle uttrykket for slike formler kan skrives som:

$$v = K \cdot \frac{Q^\gamma}{d^\alpha} \quad [2.7]$$

|      |          |   |
|------|----------|---|
| Hvor | $v$      | er toppverdi [mm/s] av den seismiske svingehastigheten<br>(vanligvis den vertikale komponenten eller resultant komponenten) |
|      | $Q$      | er maksimal ladningsmengde per tennerintervall[kg]  |
|      | $d$      | er minste avstand mellom målepunkt og salve [m]   |
|      | $K$      | er en konstant, ofte assosiert med geologiske forhold   |
|      | $\gamma$ | er en konstant, ofte assosiert med ladningsutnyttelse   |
|      | $\alpha$ | er en konstant, ofte assosiert med dempningsforhold   |



Konstantene  $K$ ,  $\gamma$  og  $\alpha$  er steds spesifikke konstanter som beregnes spesielt for hvert enkelt prosjekt. Beregningen av disse konstantene gjøres normalt med forankring i ulike former for regresjonsanalyser som tilpasser ligningen [2.7] etter ulike "best-fit" kriterier (Wetherelt, et al., 2003).

Det er imidlertid vanlig å forenkle ligning [2.7] ved og uttrykke avstand og ladningsmengde som en skalert avstand, som vist under. På denne måten reduseres ligningen fra å være en formel basert på tre ukjente parametere til å være en formel basert på to, noe som gjør ligningen både mer brukervennlig samt lettere å håndtere under regresjon. Skaleringsfaktoren,  $\beta$ , er vanligvis valgt til å være enten en halv (square root scaling) eller en tredjedel (Cube root scaling).

$$v = K \cdot \left( \frac{d}{Q^\beta} \right)^{-\alpha} \quad [2.8]$$

Fordelen med slike formler som vist over er at de er relativt enkle å forholde seg til samtidig som de i stor grad bygger på praktiske og lett tilgjengelige parametere, som avstand, ladningsmengde og enkle geologiske tolkninger i form av en konstant,  $K$ . Den største ulempen er imidlertid at usikkerheten ofte er stor (Wetherelt, et al., 2003; Khandelwal, 2012).

Flere undersøkelser viser at  $\alpha$  i ligning [2.8] minker ved økende skalert avstand (Ambraseys & Hendron, 1969; ISEE, 1998; Gjengedal, 2012). ISEE (1998) hevder dette skyldes at  $\alpha$  er avhengig av hvilken seismisk bølgetype vibrasjonssignalene domineres av. I områder som domineres av volumbølger, som for eksempel veldig korte avstander eller områder under overflaten, vil  $\alpha$  være større enn for områder som domineres av overflatebølger, som for eksempel lange avstander.

Gjengedal (2012) observerte at vibrasjonsmonitorering i underjordsanlegg, som for eksempel tunneler, vil ha en betydelig høyere  $\alpha$  i forhold til andre anleggsarbeider som foregår i dagen. Denne observasjonen støtter dermed opp under ISEE (1998) sine påstander.

Fem mye brukte modeller for beregning av svingehastighet her til lands presenteres under. Det er disse formlene som testet for "goodness off fit" for datasettene i denne oppgaven.

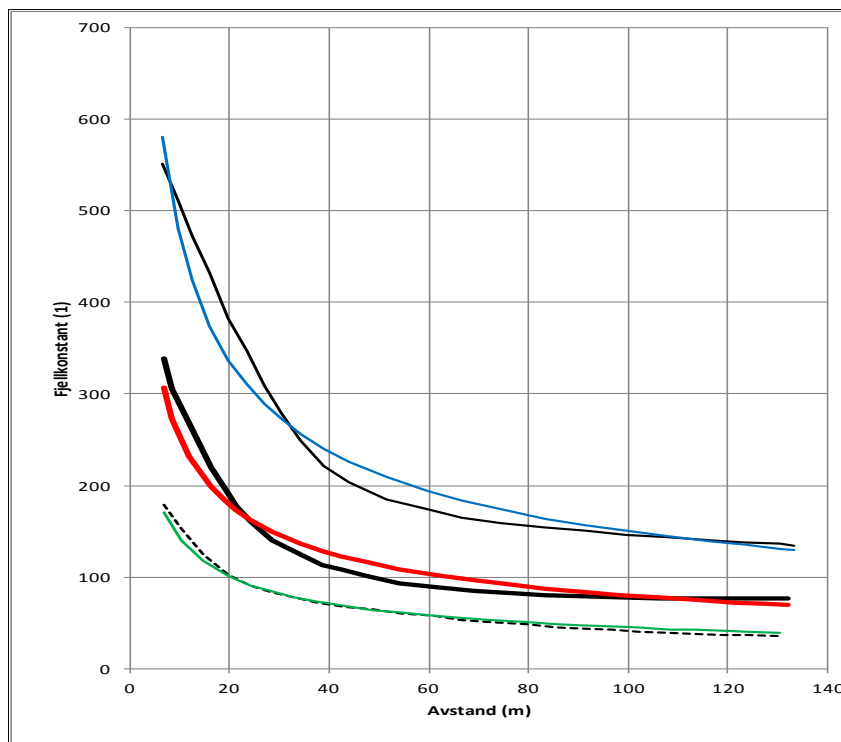
### 2.6.1 Modell nr. 1

NTNU (1998) oppgir formel [2.9] som en av de mest brukte formlene her til lands. Denne formelen er en forenklet utgave av [2.7] ved at konstantene settes til  $\gamma = 0,5$  og  $\alpha = 1$ . Dette gir uttrykket:

$$v = K \cdot \frac{\sqrt{Q}}{d} \quad [2.9]$$

Det spesielle med denne formelen er hvordan konstanten, K (ofte betegnet "Fjellkonstanten"), beregnes. Dette er en verdi som først og fremst er avhengig av geologi, men konstanten er også avstandsavhengig slik som sees i Figur 2-11. NTNU(1998) påpeker at bruken av diagram for avlesning av K i mange tilfeller kan være en ulempe, da diagrammer ofte er tidkrevende og bruke samtidig som det er gir mulighet for avlesningsfeil. Spesielt i området 5 – 30 meter hvor kurvene er bratte. På bakgrunn av dette fremstilte Christian Madshus (2012) ved Norges Geotekniske Institutt (NGI) et forenklet uttrykk av ligning [2.9] som gjorde formelen uavhengig av diagrammet. Forenklingen kan oppsummeres som følger, hvor  $K_0$  er en konstant uavhengig av avstand:

$$K = K_0 \cdot d^{-0,5} \quad \text{som gir} \quad v = K_0 \cdot \left(\frac{d}{Q^{1/3}}\right)^{-1,5} \quad [\text{Nr. 1}]$$



Figur 2-11: Fjellkonstanten, K, som funksjon av avstand og fjellforhold sees her som sorte linjer. Kurvetilpassningene av Fjellkonstanten sees som fargede linjer (Madshus, 2012).

Dette gjør formelen vesentlig lettere å bruke. Forenklingen er gjort med bakgrunn i en kurvetilpassning av kurvene i Figur 2-11 og resultatet viser at formelen for modell nr. 1 kan

beskrives med en skalert avstand hvor skaleringsfaktoren,  $\beta$ , er en tredjedel. En slik skalering er veldig vanlig blant annet fra arbeider innen bruk av militære sprengstoff og går under betegnelsen "Cube root scaled distance". (Jensen, et al., 1996)(Sauer, et al., 1964)

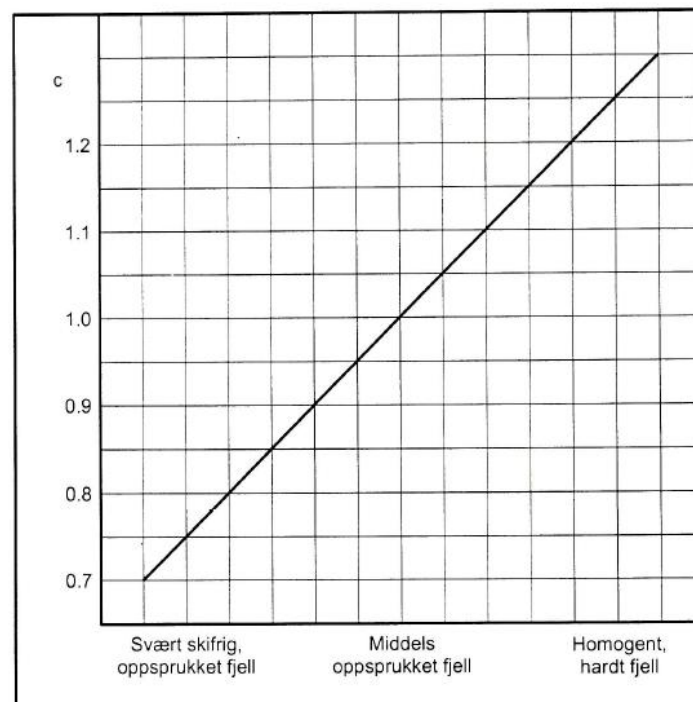
### 2.6.2 Modell nr. 2

På bakgrunn av stor usikkerhet ved bruk av eldre formelverktøy for bestemmelse av svingehastighet utviklet Institutt for Bygg og Anleggsteknikk ved NTNU i 1998 en ny formel med bakgrunn i prøvesprengningsresultater og erfaringsdata (NTNU, 1998). Uttrykket de kom frem til kan sees under:

$$v = 500 \cdot c \cdot \frac{Q^{\alpha_i}}{d^{\beta_i}} \quad [\text{Nr. 2}]$$

- Hvor
- $c$  er en fjellfaktor avhengig av geologiske forhold
  - $\beta_i$  er en dempningskoeffisient
  - $\alpha_i$  er en ladningsekspONENT (faktor for sprengstoffutnyttelse)

Disse faktorene og koeffisientene velges ut fra diagrammer eller tabeller. Fjellfaktoren tar høyde for bergets oppsprekkingsgrad og homogenitet og bestemmes etter Figur 2-12. Er forholdene usikre settes  $c$  lik 1. Ved valg av ladningsekspONENT  $\alpha_i$  skilles det på sprengstofftype og type sprengningsarbeid slik som vist i Tabell 2-2.



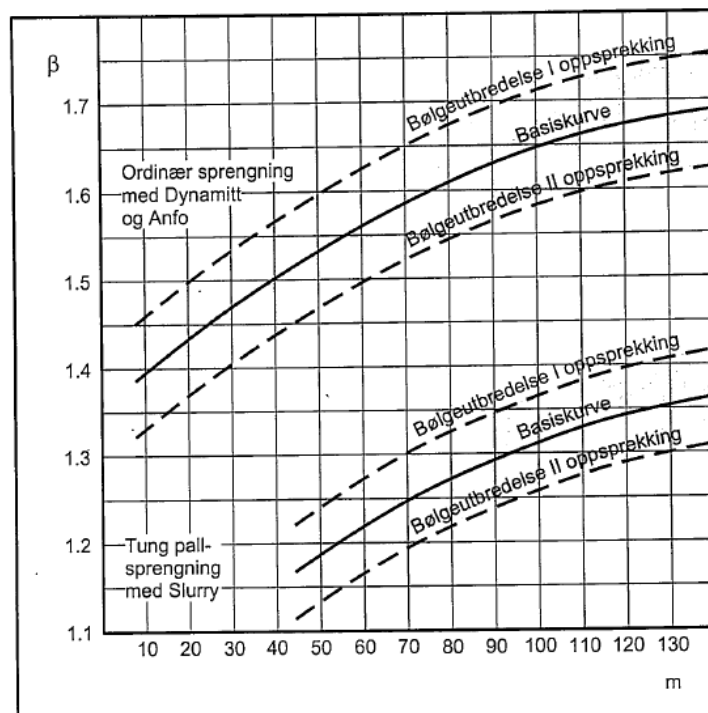
Figur 2-12: Fjellfaktoren C (NTNU, 1998).

Tabell 2-2: Faktor for sprengstoffutnyttelse  $\alpha_i$  (NTNU, 1998).

| Type sprengningsarbeid   | $\alpha_i$ |
|--|------------|
| Vanlig sprengningsarbeid (ANFO/Patronert)<br>Borehulldiameter < 127 mm | 0,8        |
| Tung pallsprengning (Slurry)<br>Borehulldiameter 127 – 381 mm          | 0,5        |

Dempningskoeffisienten,  $\beta_i$ , er avhengig av både avstand og type sprengningsarbeid og velges etter diagrammet i Figur 2-13. NTNU presiserer imidlertid at usikkerheten ved å bruke dette diagrammet vil kunne være stor og oppfordrer til å bruke ligning [3.10] ved prøvesprengning for å beregne dempningskoeffisienten for hvert enkelt prosjekt. For modell nr. 2 tas det utgangspunkt i basiskurven for ordinært sprengningsarbeid ved beregning av  $\beta$ , samt  $\alpha = 0,8$ .

$$\beta_i = \frac{\ln \left[ \frac{500 \cdot c \cdot Q^{\alpha_i}}{v} \right]}{\ln d} \quad [2.10]$$



Figur 2-13: Dempningskoeffisient  $\beta$  for avstander mellom 5 til 130 meter (NTNU, 1998).

### 2.6.3 Modell nr. 3

International Society of Explosives Engineers (ISEE, 1998) opererer med ligning [2.11] for beregning av sprengningsinduserte vibrasjoner. Denne ligningen bygger på erfaringsdata ved bruk av skalerte avstander med skaleringsfaktor  $\beta$  lik 0,5 (Oriard, 1972).

$$v = H \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,6} \quad [2.11]$$

Hvor  $H$  er en grunnforholdsfaktor

Dempingsfaktorens verdi, her satt til  $\alpha = 1,6$ , er beskrevet som en "typisk" verdi, men kan i praksis variere mellom 2 og 1 avhengig av forholdene. Som et utgangspunkt for å kontrollere forskjellen mellom de to mest brukte avstandsskaleringene,  $\beta = 0,5$  og  $\beta = 0,33$ , settes dempingsfaktoren her til 1,5. Ligningen for modell nr. 3 blir derfor som følger:

$$v = H \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,5} \quad [\text{Nr. 3}]$$

### 2.6.4 Modell nr. 4

United States Bureau of Mines (USBM) presenterte i 1959 en modell basert på skalert avstand med en skaleringsfaktor  $\beta$  lik 0,5 samtidig som dempningskonstanten  $\alpha_1$  ikke låses til en bestemt verdi, men gis mulighet til å tilpasses dataene gjennom regresjon (Khandelwal, 2012). Denne modellen sees under:

$$v = K_1 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-\alpha_1} \quad [\text{Nr. 4}]$$

### 2.6.5 Modell nr. 5

Det hevdes at bruken av skalert avstand ved beregning av sprengningsinduserte vibrasjoner begrenser modellenes muligheter. Hunt et al., (2002) og Wetherelt et al., (2003) har vist at en model med tre separate konstanter, som i ligningen for modell nr. 5, alltid vil gi et bedre regresjonsresultet med mindre spredning.

$$v = K_2 \cdot \frac{Q^y}{d^{\alpha_2}} \quad [\text{Nr. 5}]$$



### 3 Prosjektene

Datagrunnlaget denne oppgaven bygger på kommer fra ni ulike prosjekter. Prosjektene omhandler tomtesprenning i forbindelse med utbygning av boliger, større tunnelprosjekter, samt drift av større dagbrudd og dekker i all hovedsak bredden av ulike sprengningsarbeider som gjennomføres her til lands.

Under følger en presentasjon av hvert enkelt prosjekt. Formålet er å gi et helhetlig inntrykk av de forhold som kan ha innvirkning på vibrasjonene utover de tallfestede dataene, som avstand og ladning. Som følge av de ulike prosjektenes størrelse og formål har det vært en utfordring og skaffe relevant informasjon. Det er ofte begrenset hvilke undersøkelser som er tilgjengelig, spesielt geologiske undersøkelser i skriftlig format. Presentasjonene samt Tabell 3-1 gitt under er et forkortet utdrag fra Gjengedal (2012).

**Tabell 3-1: Spredning i målte data for prosjekt A – I.**

| Prosjekt | Datapunkter | Avstand (m) | Samvirkende Ladning (kg) |
|----------|-------------|-------------|--------------------------|
| A        | 32          | 29 – 162    | 4,0 – 11,0               |
| B        | 24          | 6 – 66      | 0,7 – 1,1                |
| C        | 57          | 5 – 221     | 1,0 – 17,0               |
| D        | 481         | 14 – 62     | 0,4 – 1,4                |
| E        | 69          | 10 – 120    | 0,8 – 5,5                |
| F        | 71          | 14 – 59     | 1,0 – 4,0                |
| G        | 158         | 17 – 170    | 1,0 – 64,0               |
| H        | 35          | 3 – 18      | 0,1 – 0,4                |
| I        | 151         | 500 – 5100  | 1000,0                   |

#### Datasett A

Prosjekt A er et prosjekt hvor vibrasjonsmålinger er foretatt i forbindelse med sprengningsarbeider knyttet til tilrettelegging av en tomt for bebyggelse. Sprengningsarbeidet er foretatt i dagen i form av pallsprengning.

Berggrunnen i området består av kalkskifer med en klart dominerende lagdeling i N060°Ø retning. Denne lagdelingen har en fallvinkel på mellom 55° - 70° mot sørøst. Intrusive hardganger og/eller småkropper av Syenitt forekommer lokalt (Ødegaard, 2012). Norges Geologiske Undersøkelse (2012) karakteriserer løsmassene rundt leilighetsblokkene som en blanding av hav- og fjordavsetninger og forvitningsmateriale. Tykkelsen varierer mye og stedvis kan løsmassene være flere titalls meter tykke

Måledataene er hentet fra to målepunkt plassert på grunnmur til to ulike boligblokker i nærheten av anleggsområdet. Plasseringen av målepunktene i forhold til salvene sees i Figur 3-1. Boligblokkenes fundamentering ligger på tilbakefylt sprengstein, men på grunn av

blokkenes størrelse og den varierende løsmassetykkelsen i området er fundamentene antakeligvis i kontakt med grunnfjellet.



**Figur 3-1: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt A.**

### **Datasekk B**

Prosjekt B tar for seg vibrasjonsmålinger fra sprengningsarbeider i forbindelse med driving av en tunnel. Vibrasjonsdataene er hentet fra 4 målepunkt montert på fjell i nærheten av påhugget til tunnelen.

Berggrunnen i området er karakterisert som relativt massiv basalt med subhorisontal lagdeling. Generelt er området gjennomsett av ett sprekkesett med strøk N005°Ø og steilt fall, samt ett steiltstående sprekkesett med strøk N060°Ø (Jernbaneverket, 2012)

### **Datasekk C**

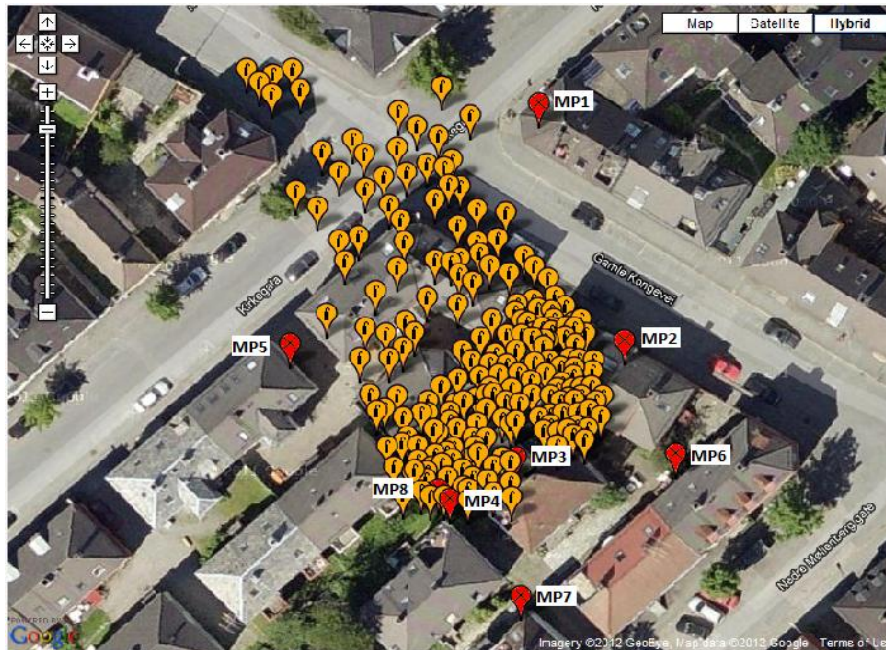
Det foreligger ingen informasjon utover måledata fra dette prosjektet.

### **Datasekk D**

Prosjekt D tar for seg sprengningsinduserte vibrasjoner fra arbeider knyttet til etableringen av et tunnelpåhugg i et område med mektige lag av svært sensitiv leire. Vibrasjonsdataene er hentet fra 7 målepunkt montert på grunnmurer rundt anlegget. Målepunktene plassering i forhold til salvene sees i Figur 3-2. Sprengningsarbeidet er foretatt i dagen i form av pallsprengning.



Berggrunnen i påhuggsområdet er dominert av grønnstein. Grønnsteinen har en utpreget foliasjon med strøk  $N025^{\circ}\varnothing$  og fallvinkel  $20 - 40^{\circ} S\varnothing$  med sprekkeavstand mellom 0,1 – 1 m. Kvartskeratorfyre forekommer som hardganger mellom grønnsteinslagene og følger i all hovedsak foliasjonen. Kvartskeratorfyren er også godt oppsprukket. Berggrunnen er dekket av tykke lag av svært sensitiv og til tider kvikk leire, hvor minste tykkelse er antatt å være ikke mindre enn 10 meter for alle målepunkt(Aarset, 2009).

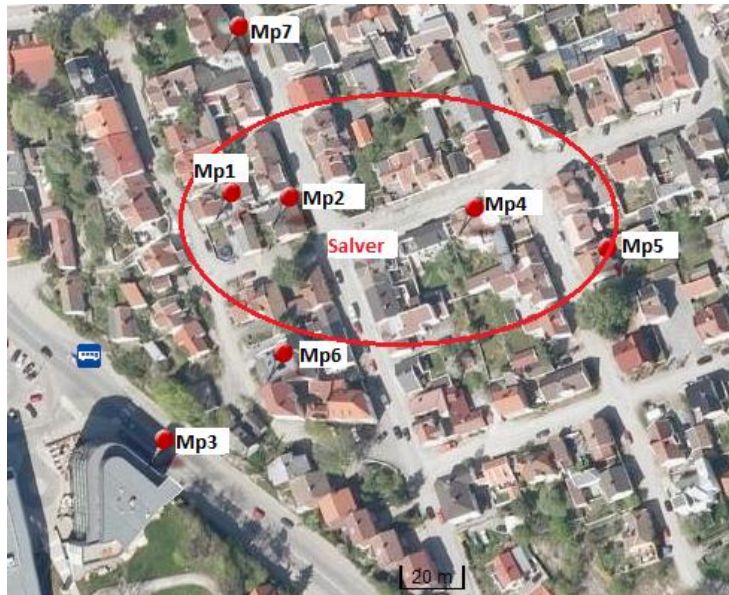


Figur 3-2: Plassering av målepunkt (rødt) og salver (gult) for prosjekt D.

## Datsett E

Prosjekt E er et prosjekt hvor vibrasjonsmålinger er foretatt i forbindelse med sprengningsarbeider knyttet til utspregning av en fjellhall i tettbebygde områder. Måledataene er hentet fra 7 målepunkt plassert på grunnmur til ulike bygninger over fjellhallen. Plasseringen av målepunktene i forhold til salvene sees i Figur 3-3. Boligblokkenes fundamentering ligger på tilbakefylt sprengstein, men på grunn av bygningenes størrelse og den varierende løsmassetykkelsen i området er fundamentene antakeligvis i kontakt med grunnfjellet.

Berggrunnen i området består av massiv Iddefjordsgranitt. Bergmassen har tre markerte sprekkesett med en samlet sprekketetthet i størrelsesorden 1 – 7 sprekker per meter. To av sprekkesettene har relativt steilt fall med strøk i retning  $N150^{\circ}\varnothing$  og  $N55^{\circ}\varnothing$ . Samt at det siste sprekkesettet er tilnærmet horisontalt ( $\varnothing$ degaard, 2012). Løsmassene i området er tynne dekker av fyllmasser over fjell (Norges Geologiske Undersøkelse, 2012).



Figur 3-3: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt E.

### Datasekk F

Prosjekt F er et tomtesprenningsprosjekt i forbindelse med utbygging av et boligområde. Sprengningsarbeidet omfatter utvidelse av en skjæring i bakkant av tomten, mot nabobebyggelse. Vibrasjonsmålinger er foretatt på 4 målepunkter plassert på grunnmur rundt anlegget. Deres plassering i forhold til salvene kan sees i Figur 3-4. Boligene antas å være fundamentert på fjell. Sprengningsarbeidet er foretatt i dagen i form av pallsprengning.

Berggrunnen i området består av relativt massiv båndet gneis med tilnærmet horisontal lagdeling. Utover dette er bergmassen gjennomslutt av ikke mindre enn tre sprekkesett. Løsmassene består av tynne dekker av fyllingsmateriale (Norges Geologiske Undersøkelse, 2012).



Figur 3-4: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt F.

## Datasekk G

Det foreligger ingen informasjon utover måledata for dette prosjektet.

## Datasekk H

Prosjekt H omfatter et mindre tomtesprenningsarbeid. I forbindelse med sprenningsarbeidet er det registrert vibrasjoner på 4 målepunkt. Målepunktene plassering i forhold til salvene sees i Figur 3-5. Alle målepunktene ble montert på grunnmur. Husene er fundamentert med betongplate over ett tynt lag avrettede fyllmasser over fjell. Stedvis er fundamenteringene i kontakt med grunnfjellet.

Berggrunnen består av massiv gneis med et tynt dekke av jord og fyllmasser (Norges Geologiske Undersøkelse, 2012).



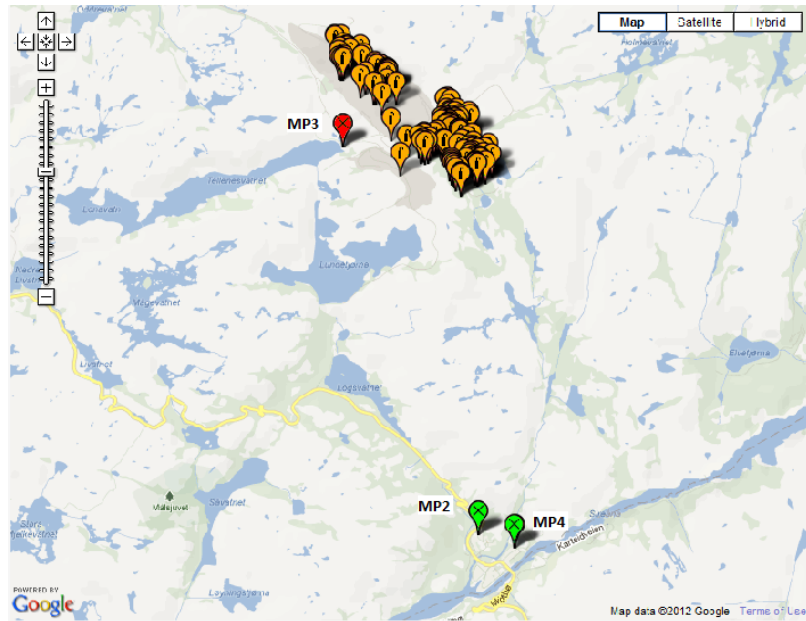
Figur 3-5: Plassering av målepunkt og salver for prosjekt H.

## Datasekk I

Prosjekt I tar for seg større pallsalver fra et dagbrudd. Dagbruddet benytter slurry som sprengstoff og har hovedsakelig salvestørrelser som gir 1000 kg sprengstoff per tennernummer, dog med noen få salver hvor ladningene kommer helt ned i 270 kg per tennernummer. I forbindelse med den daglige driften overvåkes de sprenningsinduserte vibrasjonene med 3 målepunkt. Målepunktene plassering i forhold til salvene sees i Figur 3-6. Legg merke til at 2 av målepunktene er montert på grunnmur hele 3300 – 5100 meter unna, mens den siste er montert på grunnmur 500 – 1400 meter unna.



Berggrunnen i området består av en en blanding harde, magmatiske bergarter i hovedsak anortositt og leuconoit. Forkastninger og store sprekkesystemer forekommer over hele området i et tilsynelatende kaotisk system. Hardganger av diabas er og vanlig (Karlsen, 1997). Samtidig er boligene ved målepunkt 1 og 2 fundamentert på løsmasser mens målepunkt 3 har kontakt med grunnfjellet.



Figur 3-6: Plassering av målepunkt (rødt og grønt) og salver (gult) for prosjekt I.

## 4 Metode

Datagrunnlaget denne oppgaven bygger på tar for seg avstandsmålinger ( $d$ ), estimerte ladningsmengder ( $Q$ ) og toppverdimålinger, både uten ( $V$ ) og med frekvensveiling ( $V_f$ ). Gjennom frekvensveiling er den dominerende frekvensen ( $f$ ) estimert ved hjelp av tilbakeregning fra multiplikasjonsfaktoren ( $M(f) = V_f/V$ ) illustrert i Figur 2-8 til den korresponderende frekvensen denne faktoren representerer. Det påpekes at denne måten å estimere frekvenser på kan gi svært store feil (Madshus, 2012).

### 4.1 Regresjonsanalyse

Arbeidet tar utgangspunkt i kurvetilpasning av de overnevnte måleverdiene ved hjelp av regresjonsanalyser. Regresjonsanalysene er basert på en "best-fit" tilpasning av dataene etter Minste Kvadraters Metode (Least Square Method). Denne metoden er mye brukt ved kurvetilpasning og fungerer slik at variansen mellom de reelle og de estimerte verdiene minimeres (Walpole, et al., 2007). Generelt vil denne minimeringen ta utgangspunkt i ligning [4.1].

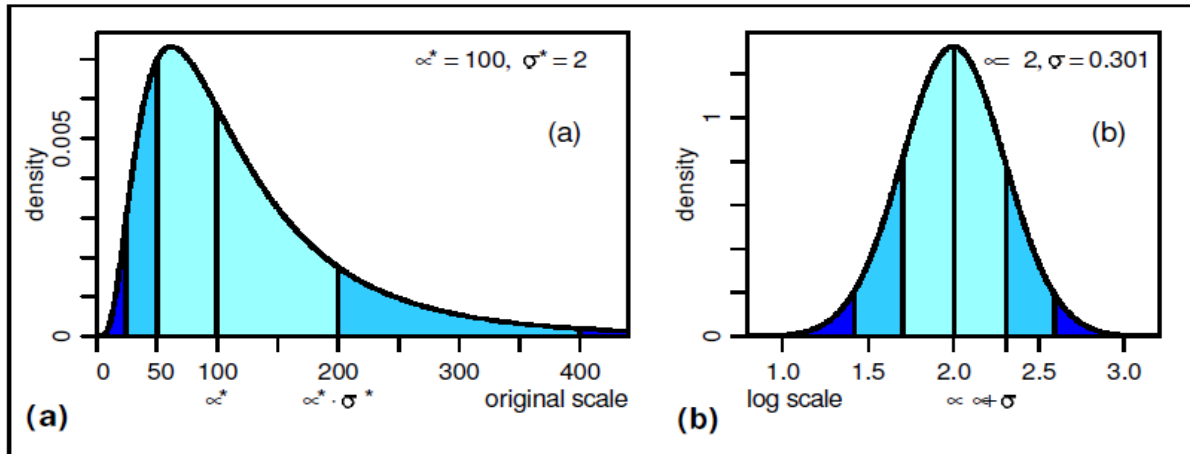
$$SSE = \sum_i [v_i - \hat{v}_i]^2 \quad [4.1]$$

Hvor  $SSE$  er "the sum of squares of errors", ofte kalt restverdier eller residualverdier

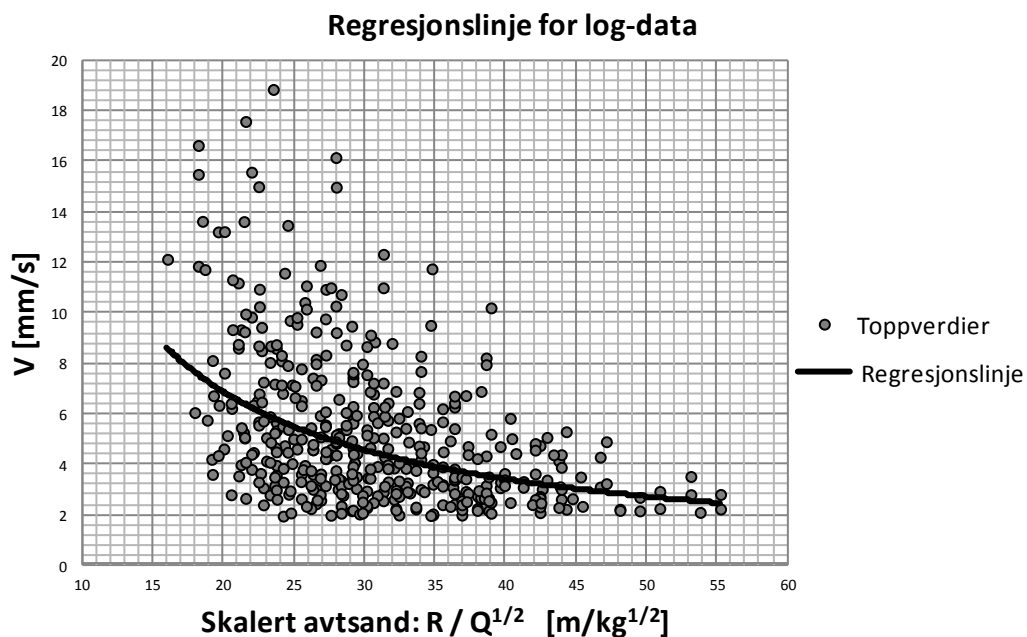
$v_i$  er de reelle toppverdiene

$\hat{v}_i$  er de estimerte toppverdiene

Regresjonen slik den gjennomføres etter ligning [4.1] vil i praksis legge den kurvetilpassede linjen slik at 50 % av restverdiene ligger over regresjonslinjen mens de resterende 50 % ligger under linjen. Ligning for modellene nr. 1-5 beskrevet i kapittel 2 er potensligninger som vil plottes lineært i grafer med logaritmiske akser. Regresjonen tar derfor utgangspunkt i en lineær regresjonsmodell som er lineær i logaritmisk skala, altså hvor inngangsparameterne er transformert til logaritmiske verdier. Transformeringsen er i utgangspunktet valgt som følge av at det er vanlig å anta at restverdiene fra de estimerte toppverdiene er log-normalfordelt (se kapittel 4.4). Dette har stor betydning rent statistisk, men også for formlenes gyldighet i praksis. Rent billedlig vil en slik transformering bety at 50 % av restverdiene ligger over og under de log-transformerte toppverdiene og vil være forskjøvet i vanlige plott, som vist i Figur 4-1 og Figur 4-2. For modellene nr. 1-5 vil ligning [4.1] se ut som vist i Tabell 4-1 etter transformasjonen.



Figur 4-1: Log-normalfordeling med vanlige akser (a) og med logaritmiske akser (b). Arealet under linjen fra medianen representerer henholdsvis et, to og tre standardavvikler i henhold til normalfordelingen (Eckhard, et al., 2001).



Figur 4-2: For ikke-transformerte data vil "best-fit" regresjonen ligge lavere enn "antatt" som følge av at restverdiene er log-normalfordelt.

Ligningene som ble beskrevet i kapittel 2 kan ha alt fra én til tre ukjente konstanter, noe som gir ligningene et noe forskjellig utgangspunkt for hva som oppfylder "best-fit" kriteriet når SSE minimeres. Dette har betydning for hvordan spredningen i datasettet bør tolkes. Forskjellen ligger i at for eksempel ligning for modell nr. 5. som beskriver toppverdien,  $v$ , som en funksjon av to uavhengige variable,  $d$  og  $Q$ , beskriver en "best-fit flate" heller enn en "best-fit linje" som de andre ligningene gjør. Dette fører til at spredningsdiagrammet for ligning nr. 5 har tre dimensjoner (istedenfor én eller to) og dermed større grad av frihet (Walpole, et al., 2007).

Tabell 4-1: Minste Kvadraters Metode for modell nr. 1 – 5 som ble presentert i kapittel 2.

| Modell. | Utgangspunkt for beregning av Minste Kvadraters Metode.   |       |
|---------|---|-------|
| Nr. 1   | $SSE_1 = \sum_i \left[ \log v_i - \log K_0 + 1,5 * \log \left( \frac{d_i}{Q_i^{1/3}} \right) \right]^2$ | [4.2] |
| Nr. 2   | $SSE_2 = \sum_i [\log v_i - \log(500 \cdot c) - \beta_i * \log d_i - \alpha_i * \log Q_i]^2$            | [4.3] |
| Nr. 3   | $SSE_3 = \sum_i \left[ \log v_i - \log H + 1,5 * \log \left( \frac{d_i}{\sqrt{Q_i}} \right) \right]^2$  | [4.4] |
| Nr. 4   | $SSE_4 = \sum_i \left[ \log v_i - \log K_1 + \alpha_1 * \log \frac{d_i}{\sqrt{Q_i}} \right]^2$          | [4.5] |
| Nr. 5   | $SSE_5 = \sum_i [\log v_i - \log K_2 + \alpha_2 * \log d_i - \gamma * \log Q_i]^2$                      | [4.6] |

Det finnes standard beregningsformler for optimalisering av konstanter ved Minste Kvadraters Metode. Under sees beregningsformelen for konstantene i ligning nr. 5. Denne formelen finner altså de konstantene som gir minst SSE. De andre ligningene har færre ukjente konstanter, noe som gjør denne formelen betydelig lettere (Walpole, et al., 2007).

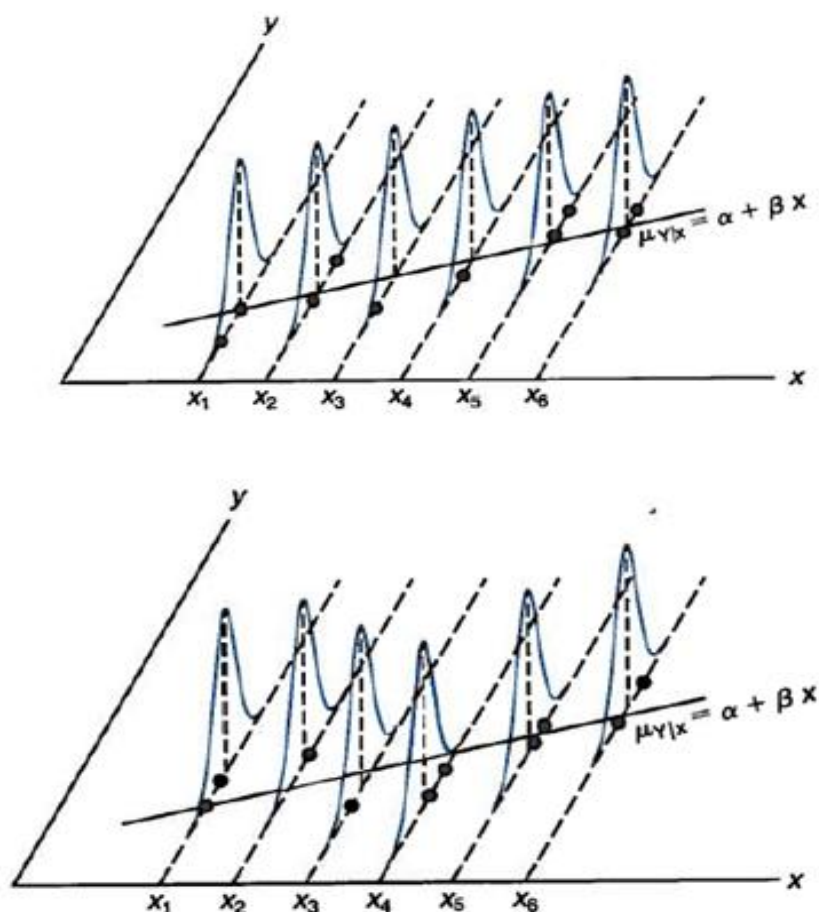
$$\begin{bmatrix} \log K \\ \alpha \\ \gamma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} n & \sum_{i=1}^n \log(d_i) & \sum_{i=1}^n \log(Q_i) \\ \sum_{i=1}^n \log(d_i) & \sum_{i=1}^n \log(d_i)^2 & \sum_{i=1}^n \log(d_i) * \log(Q_i) \\ \sum_{i=1}^n \log(Q_i) & \sum_{i=1}^n \log(d_i) * \log(Q_i) & \sum_{i=1}^n \log(Q_i)^2 \end{bmatrix}^{-1} * \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n \log(V_i) \\ \sum_{i=1}^n \log(d_i) * \log(V_i) \\ \sum_{i=1}^n \log(Q_i) * \log(V_i) \end{bmatrix} \quad [4.7]$$

Dette gjelder en lineær regresjonsmodell (Walpole, et al., 2007). Den lineære regresjonsmodellen er den enkleste formen for kurvetilpasning og brukes svært ofte, selv om modellen ikke er korrekt for de gjeldende data, fordi den er enkel og forholde seg til. Denne tilnærmingen gir ofte fornuftige resultater, spesielt hvis bruksintervallet ikke er for

stort. Brukes modellen derimot på data som ikke har en lineær sammenheng vil en lineær regresjonsmodell kunne føre til ekstra usikkerhet.

For å illustrere hva en lineær regresjonsmodell innebærer i praksis kan Figur 4-3 være til hjelp. Figuren viser et tilfelle (øvre bilde) hvor en lineær modell passer med dataene og variasjonen i all hovedsak skyldes variasjon i inndataene. Det andre tilfellet (nedre bilde) viser et tilfelle hvor den lineære modellen tilfører regresjonen ekstra feil som følge av at dataene ikke passer med en slik modell (Walpole, et al., 2007).

Analysen gjennomført her har som formål å undersøke prediksjonevnen til eldre, etablerte beregningsformler, slik at det testes i utgangspunktet ikke for om høyere ordens regresjonsmodeller passer bedre enn den lineære modellen. Det er imidlertid mulig og gjøre en visuell vurdering av om datapunktene følger regresjonslinjen eller om det forekommer noen form for krumning i spredningsplottene.



Figur 4-3: Over: Korrekt lineær regresjonsmodell. Under: Høyere ordens regresjonsmodell (Walpole, et al., 2007).



## 4.2 Tallfesting av spredning

SSE brukes typisk i beregning av varians og standardavvik etter følgende formel (Walpole, et al., 2007):

$$\sigma^2 \approx S^2 = \frac{SSE}{n - k} \quad [4.8]$$

Hvor  $\sigma^2$  er den faktiske variansen

$S^2$  er den estimerte variansen

$n$  er antall observasjoner

$k$  er antall frihetsgrader

Variansen beregnes ut fra opptil tre estimerte parametere,  $K$ ,  $\alpha$  og  $\gamma$ , dermed vil også variansen være et estimat av den reelle variansen. Hvor godt dette estimatet er til den faktiske variansen er avhengig av mengden frihetsgrader i regresjonen, derav  $n - k$  (hvor  $k=3$  hvis alle tre parameterne estimeres). Dette gjør at ligning for modell nr. 5 i mye større grad er avhengig av mengden observasjoner enn for eksempel for modell nr. 1 (Walpole, et al., 2007).

Den estimerte variansen  $S^2$  og standardavviket  $S$  er beregnet fra de log-transformerte dataene og vil beskrive spredningen i logaritmisk skala. Dette gjør at verdiene til disse parameterne kan være vanskelig å tolke. Eksempelvis illustrerer  $\sigma$  i Figur 4-1 denne forskjellen. Derfor uttrykkes spredningen også i form av den R-kvadrerte verdien.  $R^2$  brukes hyppig i statistikk ved tallfesting av spredning og uttrykkes på følgende form.

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad \text{Hvor} \quad SST = \sum_i [\log V_i - \log \bar{V}]^2 \quad [4.9]$$

Hvor  $R^2$  er den R-kvadrerte verdien til ligningen og har verdier mellom 0 og 1.

SSE er "error sum of squares"

SST er "total corrected sum of squares"

$V_i$  er de reelle toppverdiene

$\bar{V}$  er gjennomsnittet av de reelle toppverdiene

SST representerer all variasjon i inndataene som ideelt sett bør bli forklart av modellen, mens SSE representerer variasjon i inndataene som modellen ikke klarer å forklare. Følgelig hvis SSE er ulik null, vil modellen ha variasjoner som ikke styres av inngangparameterne, og  $R^2$  vil gå mot null. Hvis  $R^2$  er lik 1 vil alle de estimerte dataene passe perfekt med de reelle dataene. Hva ulike verdier av  $R^2$  innebærer av spredning er på mange måter et relativt begrep. Forskjellen mellom for eksempel 0,8 og 0,7 vil kunne sees på som betydelig, i den forstand at den uforklarlige spredningen er mye større ved 0,7 enn ved 0,8 (Walpole, et al., 2007).

Når formler med ulik grad av frihet skal kunne sammenlignes kan ikke  $R^2$  brukes direkte. I slike tilfeller må  $R^2$  justeres for antall frihetsgrader og derfor brukes en justert R-kvadrert verdi,  $R_{adj}^2$  fra ligning [4.10], som uttrykk for spredning i resultatene (Walpole, et al., 2007).

$$R_{adj}^2 = 1 - \frac{SSE/(n - k - 1)}{SST/(n - 1)} \quad [4.10]$$

### 4.3 Vurdering av regresjonskonstantene

Konstantene beregnet etter ligning [4.7] inneholder i seg selv usikkerhet. Usikkerheten er avhengig av mengden observasjoner samt hvor god variasjonsbredde observasjonene har. Variansen og standardavviket til disse konstantene regnes ut fra følgende formel [4.11] og vil kunne brukes til å forklare hvordan datasettene oppfører seg og om spredningen i observasjonene og mengden observasjoner er god eller dårlig (Walpole, et al., 2007).

$$Cov(\delta) = \begin{bmatrix} Var \log(K) & Cov(\log(K), \alpha) & Cov(\log(K), \gamma) \\ Cov(\log(K), \alpha) & Var \alpha & Cov(\alpha, \gamma) \\ Cov(\log(K), \gamma) & Cov(\alpha, \gamma) & Var \gamma \end{bmatrix} = s^2 * (X^T * X)^{-1} \quad [4.11]$$

Hvor  $Cov(\delta)$  er covariansmatrisen til konstantene  $K$ ,  $\alpha$  og  $\gamma$

$s^2$  er den estimerte variansen til regresjonslinjen

$X$  er matrisen  $\begin{bmatrix} 1 & \log d_1 & \log Q_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \log d_n & \log Q_n \end{bmatrix}$

$X^T$  er den transponerte matrisen  $X$

Covariansmatrisen gir informasjon om usikkerheten til hver enkelt konstant, samt hvordan konstantene varierer i forhold til hverandre. Ved hjelp av denne informasjonen kan fordelingen til konstantene illustreres og vurderes (se Figur 5-64 og Figur 5-65).

Det er vanlig at forholdet mellom  $\alpha$  og  $\gamma$  uttrykkes som en tilsynelatende skaleringsfaktor gjennom omskrivingen under (Wetherelt, et al., 2003):

$$\beta = \frac{\gamma}{\alpha} \quad [4.12]$$

Med utgangspunkt i informasjon fra ligning [4.11] kan fordeling av  $\beta$  estimeres med følgende formel:

$$\begin{bmatrix} \alpha_i \\ \gamma_i \end{bmatrix} = L \begin{bmatrix} x_i \\ x_{2i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha \\ \gamma \end{bmatrix} \quad \text{Hvor} \quad \beta_i = \frac{\gamma_i}{\alpha_i} \quad [4.13]$$

Hvor  $\alpha$  og  $\gamma$  er de beregnede konstantene fra ligning [4.7]

$x_i$  og  $x_{2i}$  er to uavhengige tilfeldig genererte verdier fra en standard normalfordeling

$L$  er den nedre delen av den Cholesky faktorisererte matrisen  $\Sigma$

$$\Sigma \text{ er matrisen } \begin{bmatrix} (\text{Var } \alpha)^2 & \text{Cov}(\alpha, \gamma) \\ \text{Cov}(\alpha, \gamma) & (\text{Var } \gamma)^2 \end{bmatrix}$$

$\alpha_i$  og  $\gamma_i$  er tilfeldig genererte verdier av  $\alpha$  og  $\gamma$  basert på fordelingen deres

$\beta_i$  er en tilfeldig generert verdi av  $\beta$  etter fordelingene av til  $\alpha$  og  $\gamma$

Denne prosessen gjentas 20 000 ganger for å estimere fordelingen av  $\beta$  i form av et histogram (se for eksempel Figur 5-3).

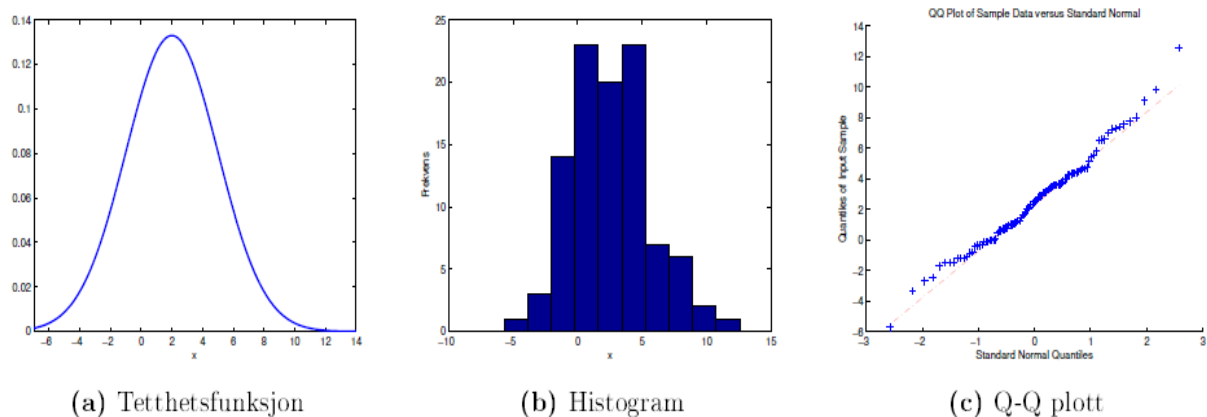
#### 4.4 Fordelingen til residualverdiene

Det er en vanlig antakelse å forutsette at sprengningsinduserte vibrasjonsdata oppfører seg log-normalfordelt. I de senere årene har denne antakelsen blitt undersøkt av blant annet Hunt et al. (2002) og Wetherelt et al. (2003) og konklusjonene deres er at dette ikke alltid er helt åpenbart eller forsvarlig.

Rent praktisk har kjennskap til fordelingen av restverdiene stor betydning for hvordan dataene kan behandles statistisk. Antakelsen om at restverdiene er log-normalfordelt er blant annet hovedargumentet for å log-transformere inngangsprametrene slik det er gjort i regresjonen her. Og tidligere har denne antakelsen blitt brukt til å beregne blant annet konfidensintervaller for regresjonslinjene.

I denne oppgaven blir fordelingen av residualverdiene testet gjennom innebygde funksjoner i Matlab®. Matlab® kan teste for normalfordeling på flere måter hvorav de to som er brukt her kalles *normplot* og *lillietest*. Det presiseres at det er residualverdiene fra ligning [4.6] som testes, altså om differansen mellom estimerte toppverdier og reelle toppverdier er log-normalfordelt for ligning for modell nr. 5.

Normplot er en grafisk fremstilling av data i form av et Q-Q plott. Q-Q plott fungerer slik at inngangsdataene plottes mot teoretiske data fra en standard normalfordeling. Data som er normalfordelt vil i et slikt Q-Q plott fremstå som en rett linje og den generelle regelen er at krumninger i Q-Q plottet tilsier avvik fra normalitet (NTNU, 2012). I Figur 4-4 sees et eksempel på hvordan et standard normalfordelt Q-Q plott og tilhørende histogram vil kunne se ut. Tetthetsfunksjonen viser det ideelle tilfellet.



**Figur 4-4: Standard normalfordeling,  $X \sim N(0,1)$  (NTNU, 2012).**

Lillietest brukes for å undersøke om små datasett oppfører seg normalfordelt. Dette gjøres ved å konstruere kunstige, kritiske verdier ved hjelp av en Monte Carlo simulering for datasett bestående av mindre enn 1000 datapunkter. Disse verdiene sjekkes så mot en hypotesetest utviklet av Lilliefors (1967). Testen returnerer verdien 0 eller 1 avhengig av om testen konkluderer med at dataene henholdsvis passer eller avviker fra normalitet innenfor et 5 % signifikansnivå.

## 5 Resultater

I de kommende avsnittene presenteres resultatene for analysene av datasett A – I. Hvert datasett presenteres separat og inndelt etter tre fokusområder som ansees som naturlig å skille. Første del tar for seg regresjonsresultatene for uveide toppverdier og presenterer en sammenligning av de ulike formlenes prestasjoner (ligning for modellene nr. 1 – 5). Andre del tar for seg testresultatene av log-normaltestene gjennomført på residualverdiene fra ligning for modell nr. 5. Tredje og siste del tar for seg frekvensveide toppverdier og effekten frekvensveilingen medfører. Til slutt gis en kort oppsummering av alle datasettene som helhet.

### 5.1 Data A (32 datapunkter)

#### 5.1.1 Test av formler for uveide toppverdier

Tabell 5-1 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene nr. 1 – 5. Til tross for at formlene har en tilsynelatende svært ulik oppførsel, er det forholdsvis liten forskjell i  $R^2_{adj}$  og dermed lite som skiller formlene fra hverandre i form av "goodness of fit". Ligning for modell nr. 5 gir den beste tilpasningen med  $R^2_{adj} = 0,8153$ , men til tross for dette har ligning for modell nr. 4 lavere standardavvik. Dette viser at den økte frihetsgraden til modell nr. 5 ikke nødvendigvis fører til en bedre kurvetilpasning.

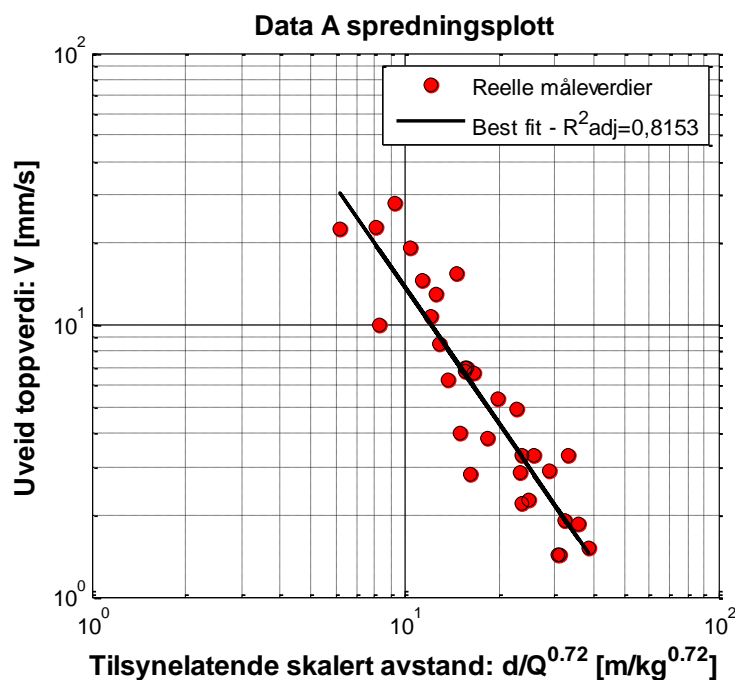
Tabell 5-1: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett A.

| Modell | (32 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                   | Standardavvik/spredning |                      |
|--------|--|-------------------------|----------------------|
| Nr. 1  | $v = 1240 \cdot \left(\frac{d}{Q^{1/3}}\right)^{-1,5}$   | S = 0,1780              | $R^2_{adj} = 0,7737$ |
| Nr. 2  | $v = 1045 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                 | S = 0,2131              | $R^2_{adj} = 0,6757$ |
| Nr. 3  | $v = 765 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,5}$   | S = 0,1663              | $R^2_{adj} = 0,8025$ |
| Nr. 4  | $v = 1309 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,66}$ | S = 0,1579              | $R^2_{adj} = 0,8040$ |
| Nr. 5  | $v = 654 \cdot \frac{Q^{1,22}}{d^{1,67}}$                | S = 0,1606              | $R^2_{adj} = 0,8153$ |

Som tidligere nevnt representerer ligning for modell nr. 5 heller en "best-fit" flate enn en "best-fit" linje. For å bedre kunne sammenligne denne formelen med de andre formlene kan ligningen uttrykkes som en skalert avstand, med en tilsynelatende skaleringsfaktor,  $\beta$ , ved å uttrykke  $\gamma = \alpha \cdot \beta$ . Ligningen kan dermed uttrykkes som vist under.

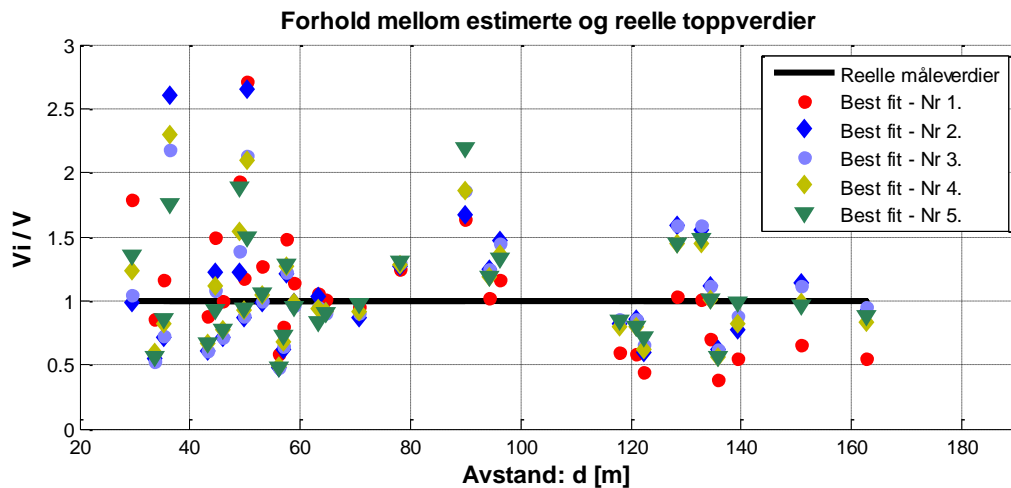
$$v = 654 \cdot \left( \frac{d}{Q^{0,72}} \right)^{-1,67} \quad [5.1]$$

Denne tilsynelatende skaleringen sier at ladningen, Q, bør vektlegges mer enn hva som gjøres i de andre ligningene. Figur 5-3 viser den estimerte fordelingen til den tilsynelatende  $\beta$  gitt av ligning for modell nr. 5. Figuren indikerer at den beste skaleringen for dette datasettet mest sannsynlig ligger i området 0,6 – 0,8. Selv om dette er tilfelle viser Tabell 5-1 at en "square root" skalering gir en beskjeden økning i standardavvik hvis  $\alpha$  holdes konstant, som for modell nr. 3, eller en reduksjon i standardavvik om  $\alpha$  frigjøres, som for modell nr. 4. Figur 5-1 viser det resulterende spredningsdiagrammet ved bruk av den tilsynelatende skalerte avstanden.

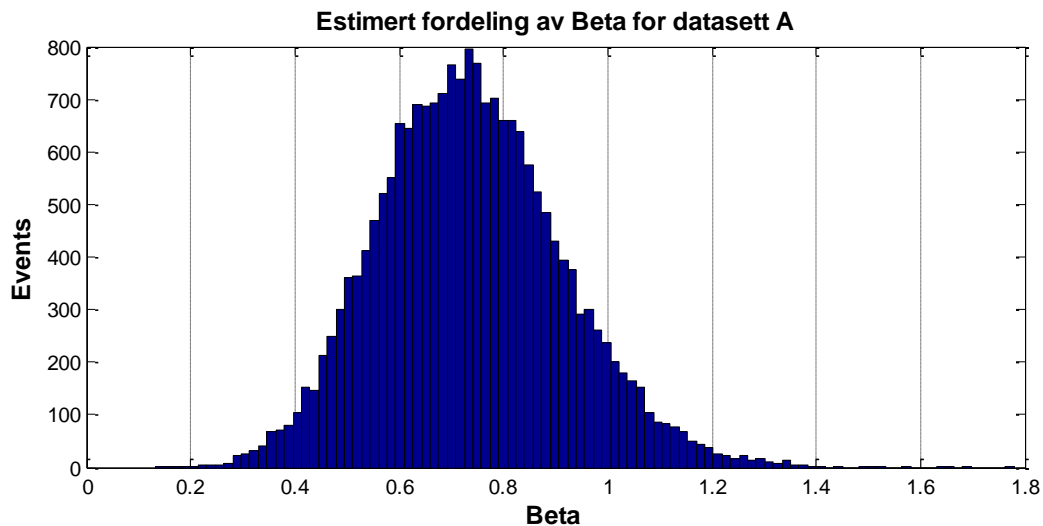


**Figur 5-1: "Best-fit" kurvetilpasning for ligning nr. 5. Datasett A.**

Figur 5-2 viser hvordan feilmarginen er for formlene i Tabell 5-1. Figuren viser hvor stort avvik de estimerte toppverdiene ( $V_i$ ) fra modellene nr. 1 – 5 har i forhold til de reelle toppverdiene ( $V$ ) for ulike avstander. Punkter i nærheten av den sorte linjen har lite avvik. Punkter som ligger over 2 eller under 0,5 gir mer enn 100 % avvik. Fra figuren sees det at dette forekommer for alle ligningene, men på generell basis vil lavere standardavvik bety mindre avvik totalt sett.



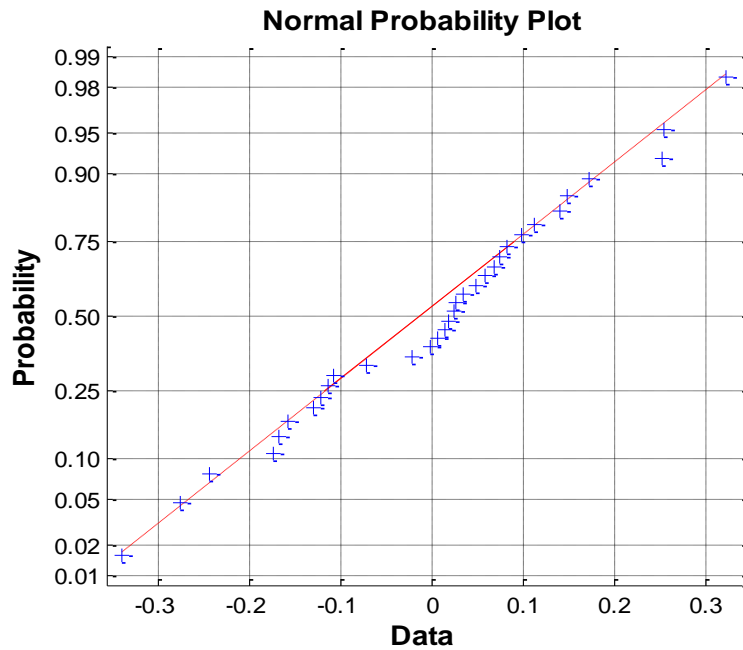
Figur 5-2: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett A.



Figur 5-3: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett A.

### 5.1.2 Fordeling av residualverdier

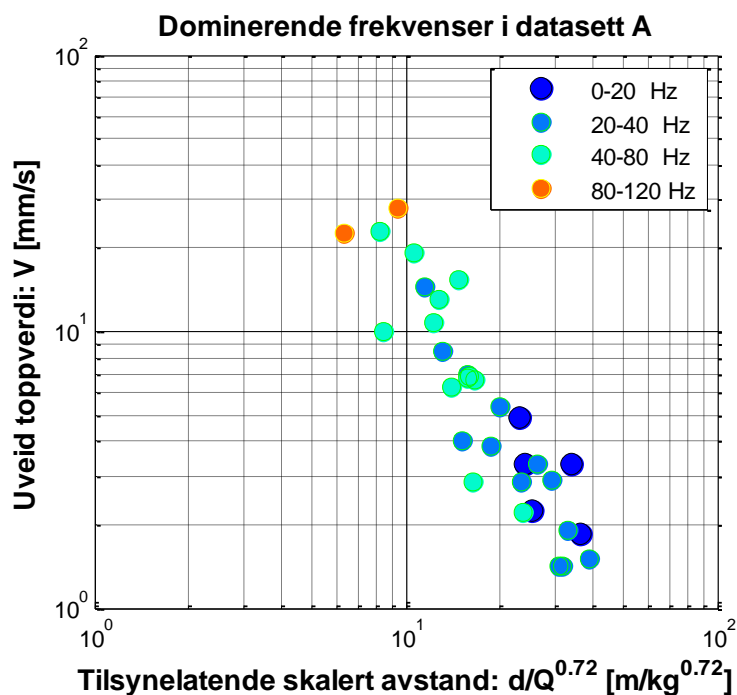
Lillietest i Matlab® konkluderte med at residualverdiene til ligning for modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillitesten returnerte verdien null. Figur 5-4 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett A. Verdiene ligger stort sett på normallinjen, dog med noe krumning i midtre del. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt.



Figur 5-4: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra modell nr. 5. Datasett A.

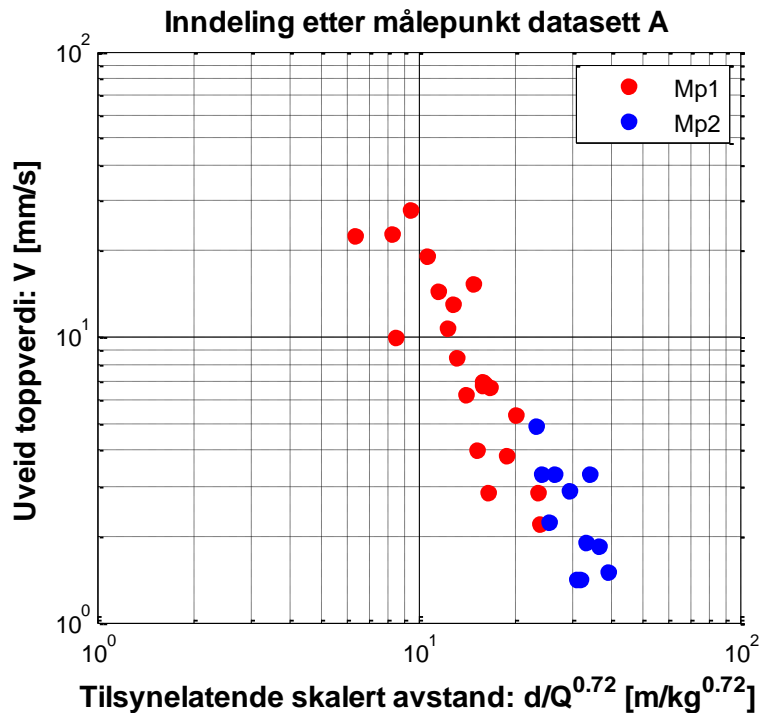
### 5.1.3 Effekt av frekvensveiging

Figur 5-5 viser de uveide toppverdien i prosjekt A fargekodet etter frekvensinnhold. Den generelle trenden er at den dominerende frekvensen avtar ved økende skalert avstand. Det forekommer imidlertid noe overlapp og det sees at ingen gitt skalert avstand korresponderer med én bestemt dominerende frekvens.



Figur 5-5: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett A.



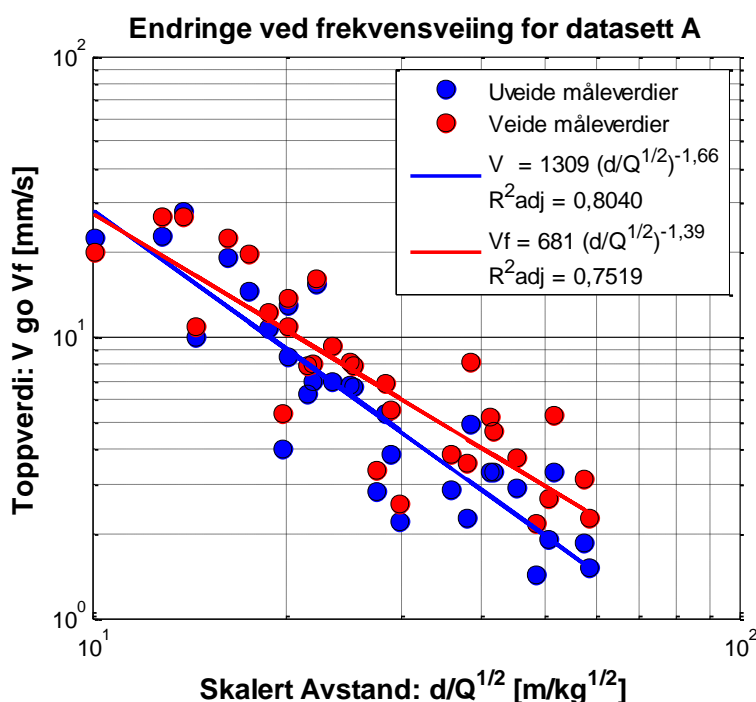


Figur 5-6: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett A.

Figur 5-5 bør sees i sammenheng med Figur 5-6. Ulike målepunkt har blant annet ulike geologiske forutsetninger, noe som kan forklare hvorfor de dominerende frekvensene varierer slik de gjør i Figur 5-5. Målepunkt 1 og 2 kan imidlertid se ut til å ha noenlunde like geologiske forhold basert på den nokså "flytende" overgangen i dominerende frekvenser og den helhetlige trenden til toppverdiene generelt.

Som nevnt i kapittel 2.5 fører frekvensveiling til at vibrasjoner som er dominert av frekvenser under 80 Hz forsterkes og vibrasjoner dominert av frekvenser over 80 Hz reduseres. Samtidig er det viktig huske at økende differanse fra 80 Hz fører til desto større endring. Figur 5-7 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett A ved bruk av ligning for modell nr. 4. Figuren viser at  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Dette kommer av måten frekvensene opptrer på ved ulike skalerte avstander i Figur 5-5. De høye frekvensene forekommer ved de korte skalerte avstandene og reduserer disse toppverdiene. Lavere frekvenser forekommer ved økende skalert avstand og forsterker disse toppverdiene. Dette fører til at regresjonslinjen totalt sett vippes ned på venstre del av plottet og vippes opp på høyre del, noe som sees i Figur 5-7.

Samtidig sees det av  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning enn de uveide toppverdiene. Dette har sammenheng med at ulike frekvenser forekommer ved samme skalerte avstand. Noen toppverdier vil kunne forsterkes mens andre reduseres, samtidig som graden av endring er ulik avhengig av hvor mye frekvensene avviker fra 80 Hz.



Figur 5-7: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett A.

Tabell 5-2 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene nr. 4 og 5. Ligning nr. 5 tilpasses dataene bedre også etter frekvensveiging med høyest  $R^2_{adj}$ . Til tross for dette sees samme trend for ligning nr. 5 som illustrert i Figur 5-7 for ligning nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen øker. Den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  ser imidlertid ut til å øke noe.

Tabell 5-2: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett A.

| Modell | (32 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                    | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v_f = 681 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,39}$ | $R^2_{adj} = 0,7307$    | $S = 0,1598$ |
| Nr. 5  | $v_f = 313 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,80}}\right)^{-1,40}$ | $R^2_{adj} = 0,7519$    | $S = 0,1626$ |

## 5.2 Data B (24 datapunkter)

### 5.2.1 Test av formler for uveide toppverdier

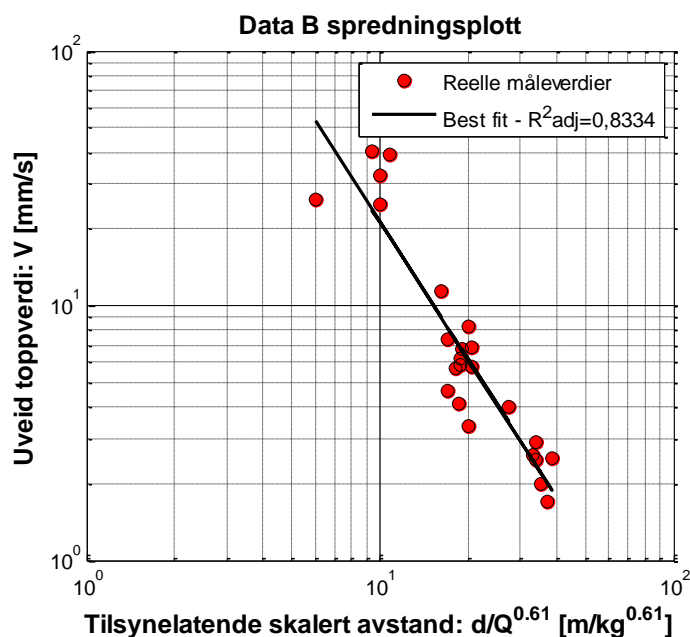
Tabell 5-3 viser regresjonsresultatene for datasett B. Ligning for modell nr. 4 viser best regresjonsresultat med både høyest  $R^2_{adj}$  og lavest standardavvik. De resterende  $R^2_{adj}$  sammen med standardavvikene viser imidlertid at det er små forskjeller mellom formlene i form av "goodness of fit". Spesielt modell nr. 1 og nr. 3 gir svært like resultater, først og fremst i form av  $R^2_{adj}$ , men også med tanke på at forskjellen mellom fjellkonstantene er små.

Tabell 5-3: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett B.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

| Modell | (24 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                     | Standardavvik/spredning |                      |
|--------|--|-------------------------|----------------------|
| Nr. 1  | $v = 546 \left( \frac{d}{Q^{1/3}} \right)^{-1,5}$          | S = 0,1735              | $R^2_{adj} = 0,8152$ |
| Nr. 2  | $v = 460 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                    | S = 0,1632              | $R^2_{adj} = 0,8365$ |
| Nr. 3  | $v = 552 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,5}$   | S = 0,1707              | $R^2_{adj} = 0,8213$ |
| Nr. 4  | $v = 1377 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,81}$ | S = 0,1607              | $R^2_{adj} = 0,8403$ |
| Nr. 5* | $v = 1350 \cdot \left( \frac{d}{Q^{0,61}} \right)^{-1,80}$ | S = 0,1645              | $R^2_{adj} = 0,8334$ |

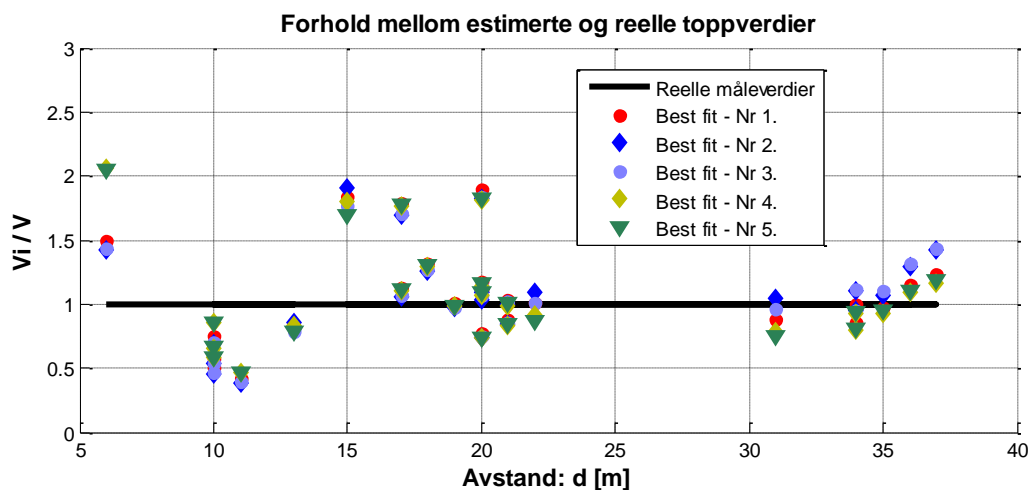
Den tilsynelatende skaleringen i ligning nr. 5 tilsier at ladning bør vektlegges mer enn den gjøres i de andre ligningene, men den estimerte fordelingen av  $\beta$  viser at datasettet inneholder stor usikkerhet, noe som sees i Figur 5-10 hvor det estimerte histogrammet strekker seg fra -0,5 til cirka 2. Statistisk sett er det derfor godt mulig at  $\beta$  lik 1/2 er vel så riktig som den tilsynelatende skaleringen gitt av ligning nr. 5. Tabell 5-3 viser at ulike skaleringer kun fører til små endringer i  $R^2_{adj}$ .



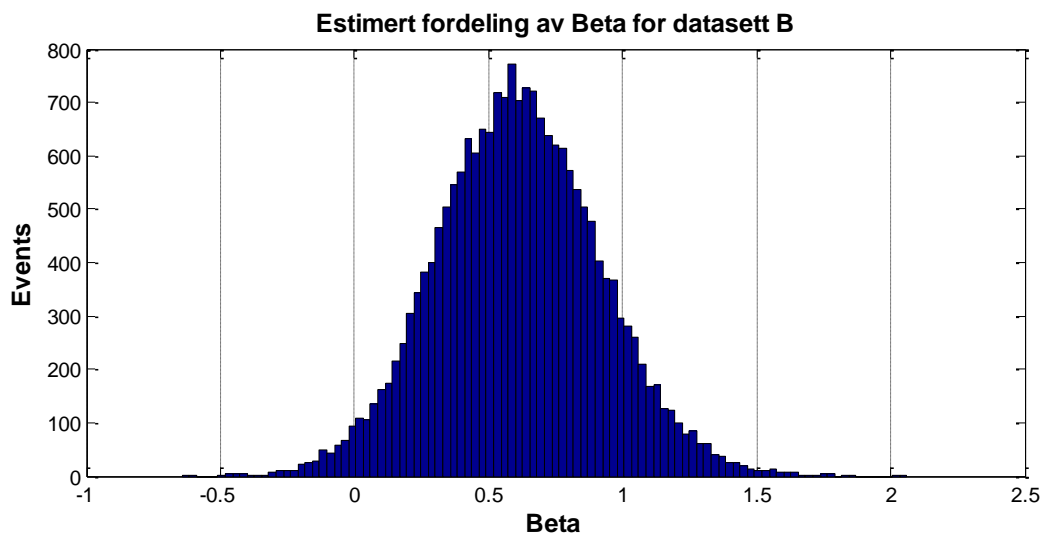
Figur 5-8: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett B.

Det noe bedre regresjonsresultatet for modell nr. 4 kontra nr. 1 og nr. 3 skyldes nok at  $\alpha_1$  er noe større i denne ligningen. Samtidig bør det poengteres at dette datasettet kun har 24 datapunkter, noe som har større innvirkning på ligningen for modell nr. 4 og nr. 5 enn de andre formlene. At ligning nr. 4 til tross for dette presterer som vist i Tabell 5-3 kan være en klar indikasjon på at en låst  $\alpha$  ikke er en fordel.

Figur 5-8 viser det resulterende spredningsplottet ved bruk av den tilsynelatende skaleringen gitt av modell nr. 5. Selv med de relativt høye  $R^2_{adj}$  sees det av Figur 5-9 at de estimerte verdiene fortsatt vil kunne ha over 100 % avvik i forhold til de reelle verdiene. Legg merke til at avstandene ligger imellom 6 – 37 meter. Samtidig sees det at de små forskjellene i  $R^2_{adj}$  gjenspeiles i figuren ved at de estimerte verdiene grupperes nesten identisk.



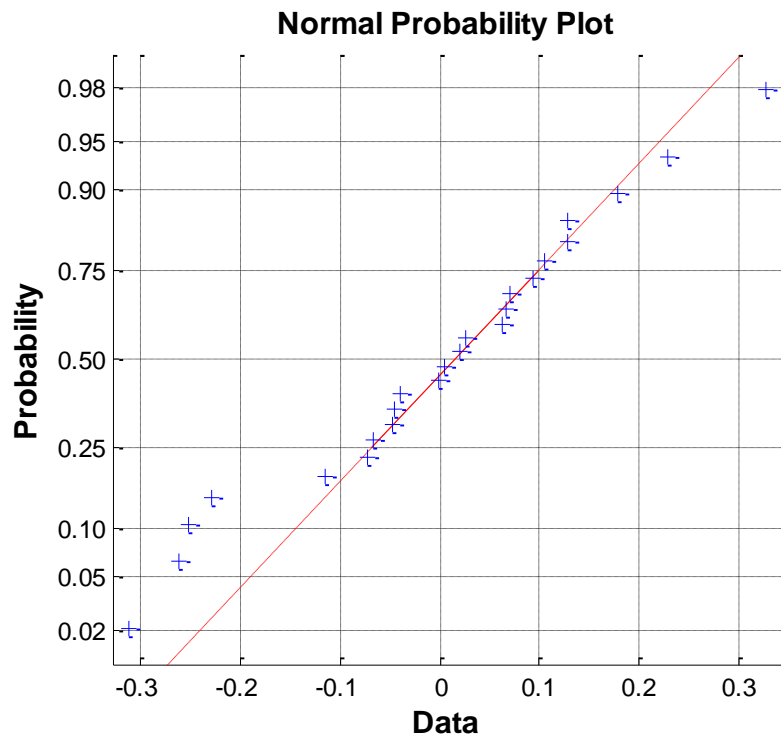
Figur 5-9: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett B.



Figur 5-10: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett B.

### 5.2.2 Fordeling av residualverdier

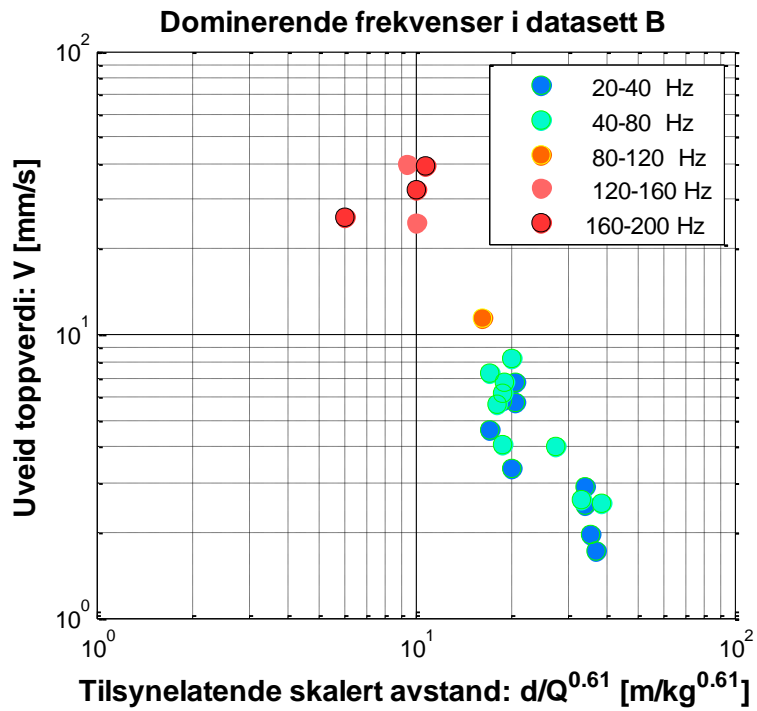
Lillietest i Matlab® konkluderte med at residualverdiene til ligning for modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at lillietesten returnerte verdien null. Figur 5-11 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett B. Verdiene ligger stort sett på normallinjen, dog med noe høyere verdier i nedre del. Med bakgrunn i Q-Q plottet og lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt, men Q-Q plottet er noe usikkert.



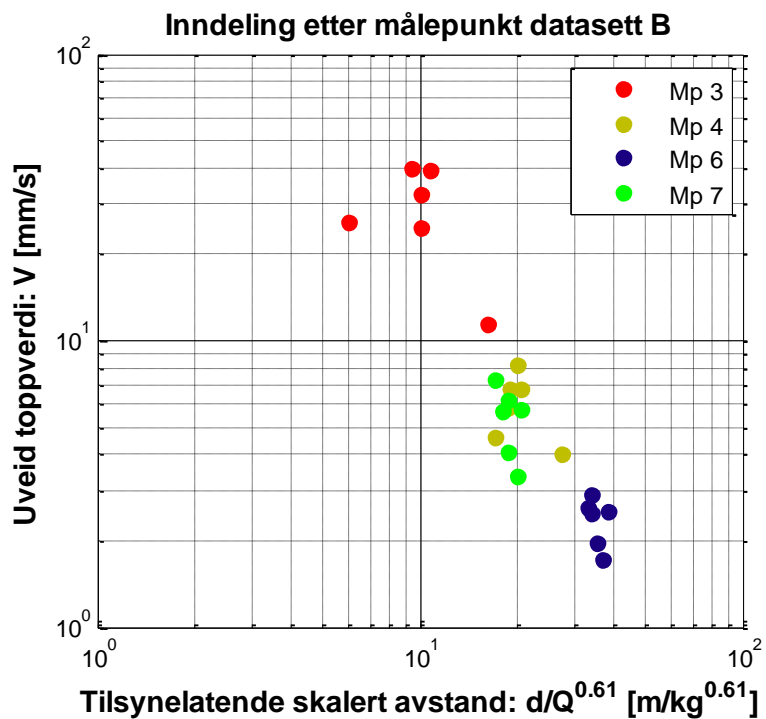
Figur 5-11: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier. Datasett B.

### 5.2.3 Effekt av frekvensveining

Figur 5-12 viser de uveide toppverdien i prosjekt B fargekodet etter frekvensinnhold. Den generelle trenden er at den dominerende frekvensen avtar ved økende skalert avstand. Sees dette i sammenheng med Figur 5-13 kan det argumenteres for at de geologiske forholdene er relativt like ved de ulike målepunktene, spesielt målepunkt 4,6 og 7 som grupperes i samme område samtidig som de domineres av de samme frekvensene.

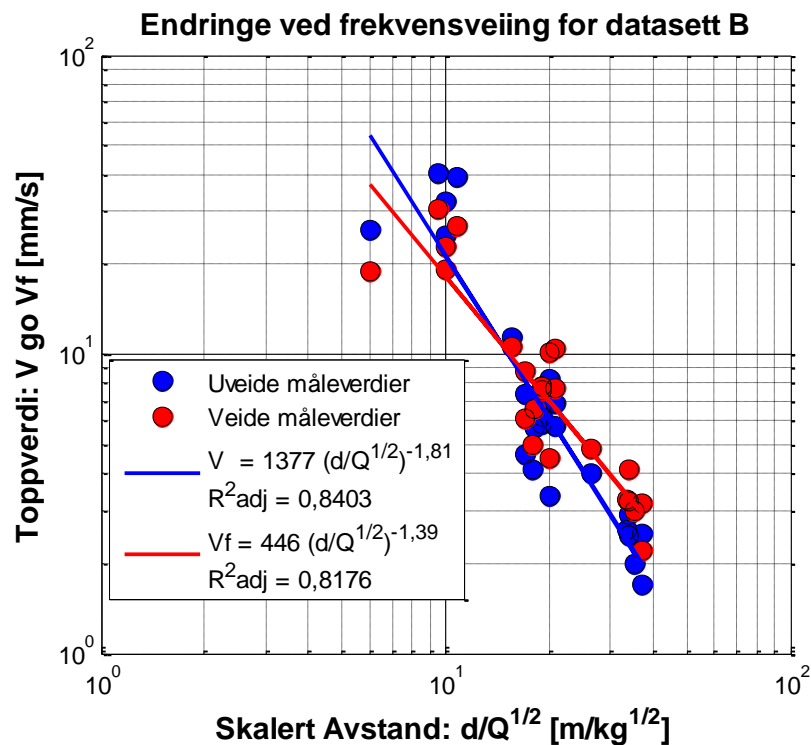


Figur 5-12: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett B.



Figur 5-13: Toppperdier inndelt etter målepunktene. Datasett B.

Figur 5-14 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett B ved bruka av modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand vil  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene.



Figur 5-14: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett B.

Tabell 5-4 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og 5. Til tross for at  $R^2_{adj}$  reduseres etter frekvensveiling viser standardavvikene at begge ligningene har mindre spredning. Modell nr. 5 har i likhet med ligningen fra modell nr. 4 reduserte verdier på både  $K_2$  og  $\alpha_2$ , samtidig som den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  øker.

Tabell 5-4: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett B.

| Modell | (24 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                    | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v_f = 446 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,39}$ | $R^2_{adj} = 0,8176$    | $S = 0,1309$ |
| Nr. 5  | $v_f = 427 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,80}}\right)^{-1,37}$ | $R^2_{adj} = 0,8162$    | $S = 0,1339$ |

## 5.3 Data C (57 datapunkter)

### 5.3.1 Test av formler for uveide toppverdier

Tabell 5-5 viser regresjonsresultatene for datasett C. Modell nr. 5 fremstår som den klart beste ligningen for dette datasettet med en  $R^2_{adj} = 0,8172$ . Likevel har ligning for modell nr. 4 lavere standardavvik med  $S = 0,1919$ . De andre ligningene gir en dramatisk reduksjon i  $R^2_{adj}$ . En mulig årsak til dette kan sees i den tilsynelatende skaleringen gitt av formel nr. 5. Her viser skaleringen en tilnærmet uavhengighet av ladning med  $\beta$  tilnærmet lik null, noe som i prinsippet er urimelig. Den gode  $R^2_{adj}$  til modell nr. 5 skyldes derfor god korrelasjon med avstandsmålingene i datasettet, mens ladningsdataene ikke ser ut til å passe inn. For modell nr. 1 – 4 sees det følgelig at økende vektlegging av ladning fører til at  $R^2_{adj}$  reduseres.

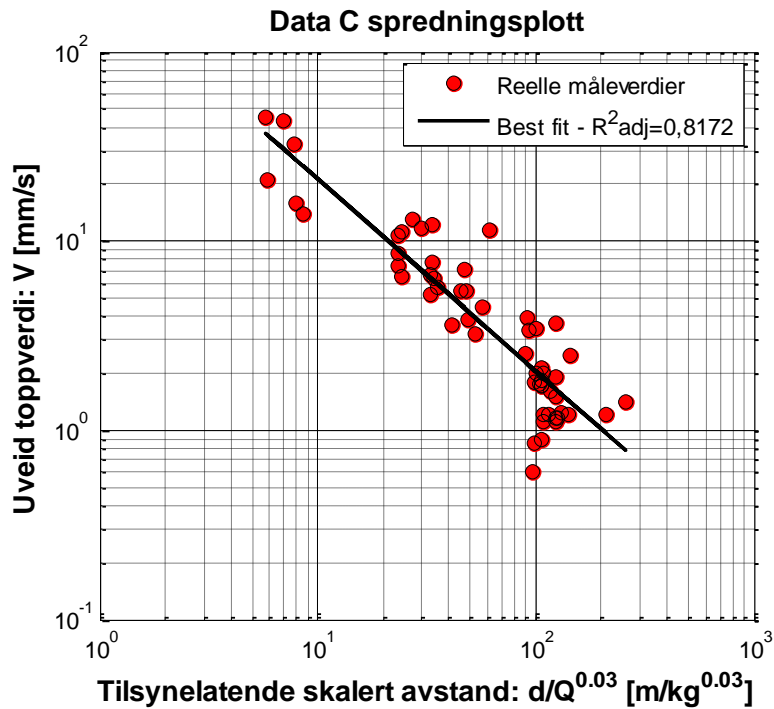
Tabell 5-5: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett C.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

| Modell | (57 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                    | Standardavvik/spredning |                      |
|--------|---|-------------------------|----------------------|
| Nr. 1  | $v = 956 \left( \frac{d}{Q^{1/3}} \right)^{-1,5}$         | $S = 0,3054$            | $R^2_{adj} = 0,5461$ |
| Nr. 2  | $v = 1576 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                  | $S = 0,4026$            | $R^2_{adj} = 0,2101$ |
| Nr. 3  | $v = 738 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,5}$  | $S = 0,3422$            | $R^2_{adj} = 0,4300$ |
| Nr. 4  | $v = 93 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-0,91}$  | $S = 0,1919$            | $R^2_{adj} = 0,7395$ |
| Nr. 5* | $v = 220 \cdot \left( \frac{d}{Q^{0,03}} \right)^{-1,02}$ | $S = 0,1937$            | $R^2_{adj} = 0,8172$ |

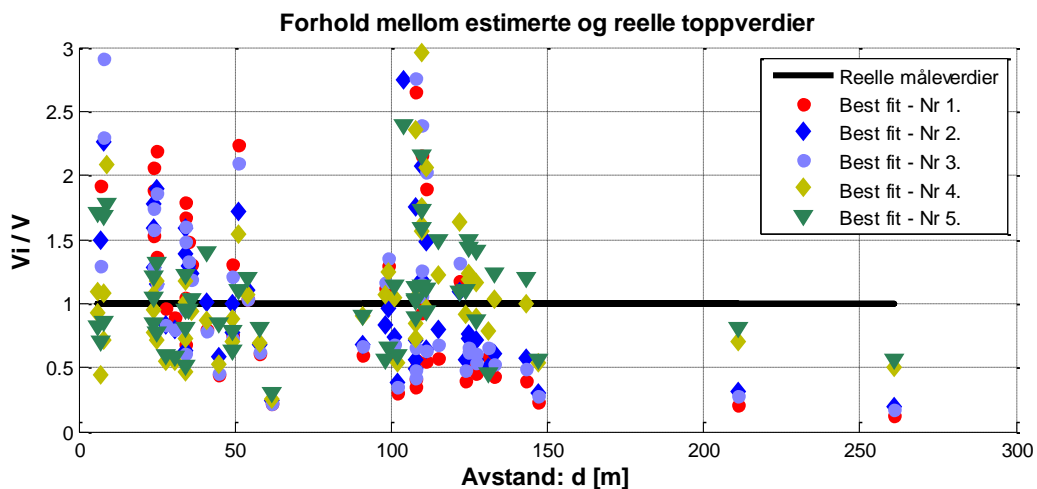
Momentene nevnt ovenfor gjenspeiles i den estimerte fordelingen av  $\beta$  som viser at usikkerheten i konstanten er relativt liten. Dette sees i Figur 5-17 hvor histogrammet ligger innenfor et begrenset intervall mellom cirka -0,3 og 0,3. De estimerte ladningsmengdene i dette datasettet er derfor trolig feil. Både ligningene for modell nr. 4 og nr. 5 viser at en lavere  $\alpha$  passer bedre til dette datasett. Dette er nok hovedårsaken til at modell nr. 4 har det lave standardavviket som vises i Tabell 5-5.



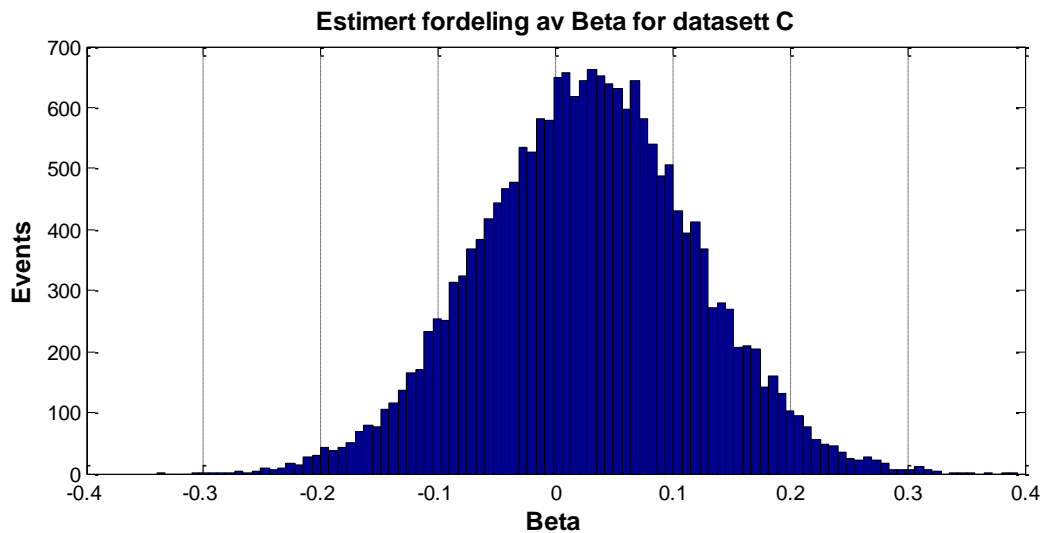


Figur 5-15: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett C.

Figur 5-15 viser det resulterende spredningsplottet gitt av den tilsynelatende skaleringen til modell nr. 5. I prinsippet er dette nesten det samme som et plott mot avstand heller enn en skalert avstand. De overnevnte momentene gjenspeiles i Figur 5-16 hvor de grønne og gule punktene generelt kan sees å ligge tettere innpå de reelle verdiene. Legg merke til at avstandene ligger imellom 5 – 260 meter og at ligningene for modell nr. 5 og 4 treffer mye bedre på de lange avstandene.



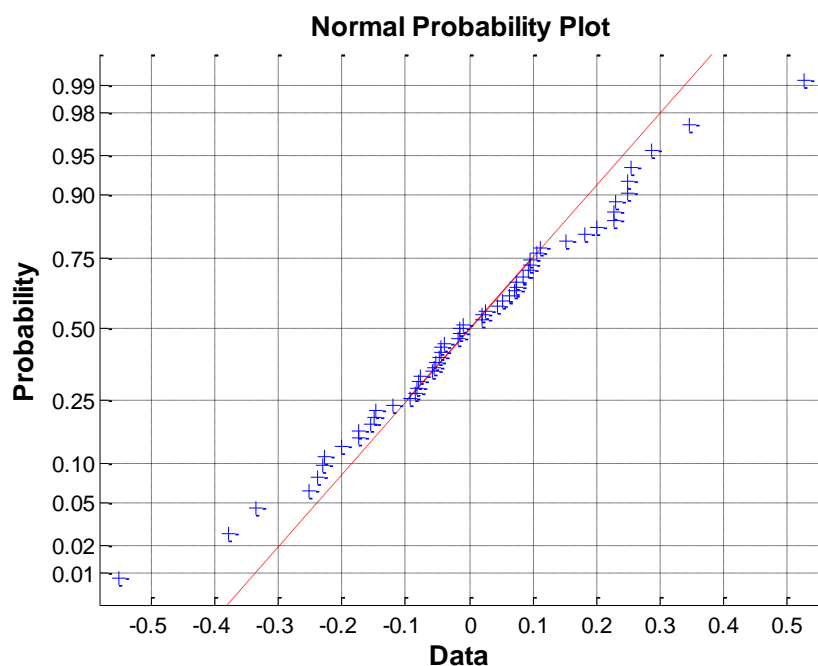
Figur 5-16: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett C.



Figur 5-17: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett C.

### 5.3.2 Fordeling av residualverdier

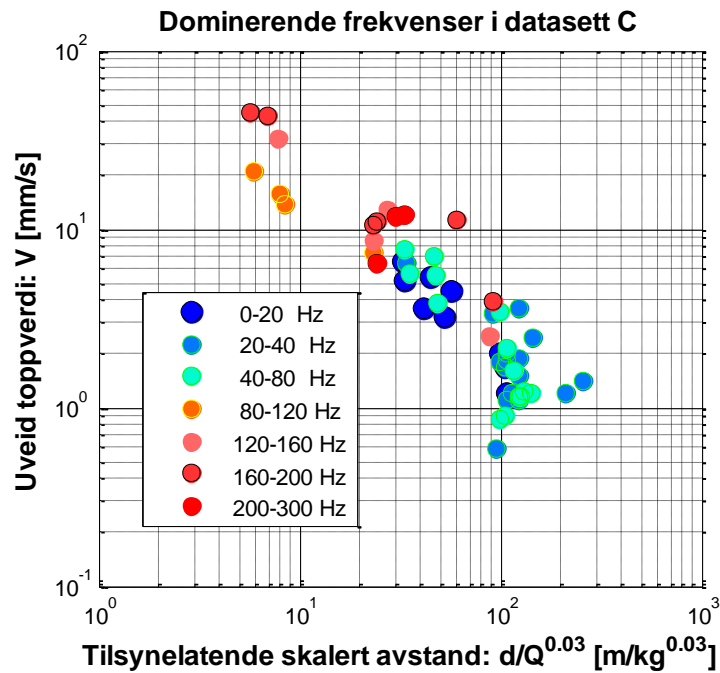
Lillietest i Matlab® konkluderte med at residualverdiene til ligning fra modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillietesten returnerte verdien null. Figur 5-18 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett C. Verdiene ligger noe over normallinjen i nedre del, samt noe under i øvre del. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra model nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt, men Q-Q plottet er noe usikkert.



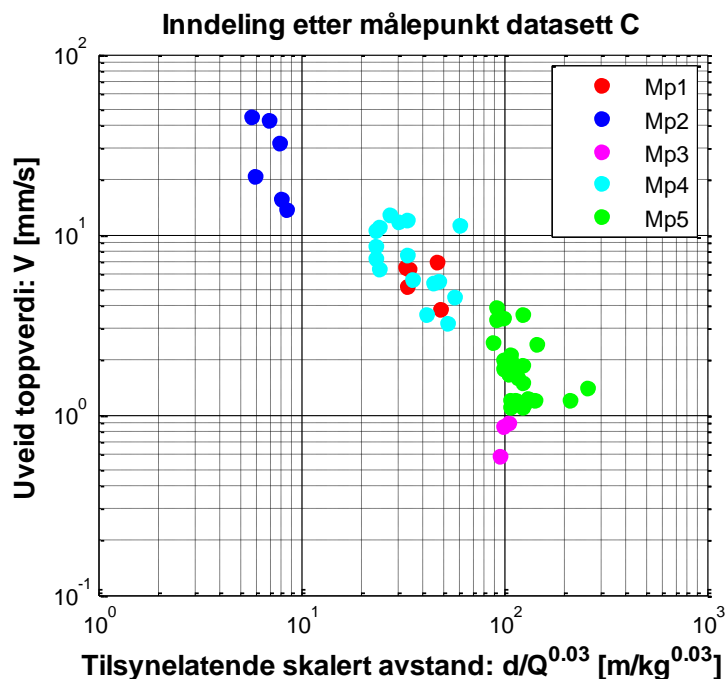
Figur 5-18: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett C.

### 5.3.3 Effekt av frekvensveiing

Figur 5-19 viser de uveide toppverdien i prosjekt C fargekodet etter frekvensinnhold. Den generelle trenden er at frekvensen minker ved økende skalert avstand. Det er imidlertid noe overlapp og ingen gitt skalert avstand korresponderer med én bestemt dominerende frekvens. En sammenligning med Figur 5-20 gir heller ingen klare indikasjoner på hva disse overlappene kan komme av. Eksempelvis har målepunkt 5 både toppverdier dominert av frekvenser over 160 Hz og under 20 Hz ved omtrentlig samme avstand.

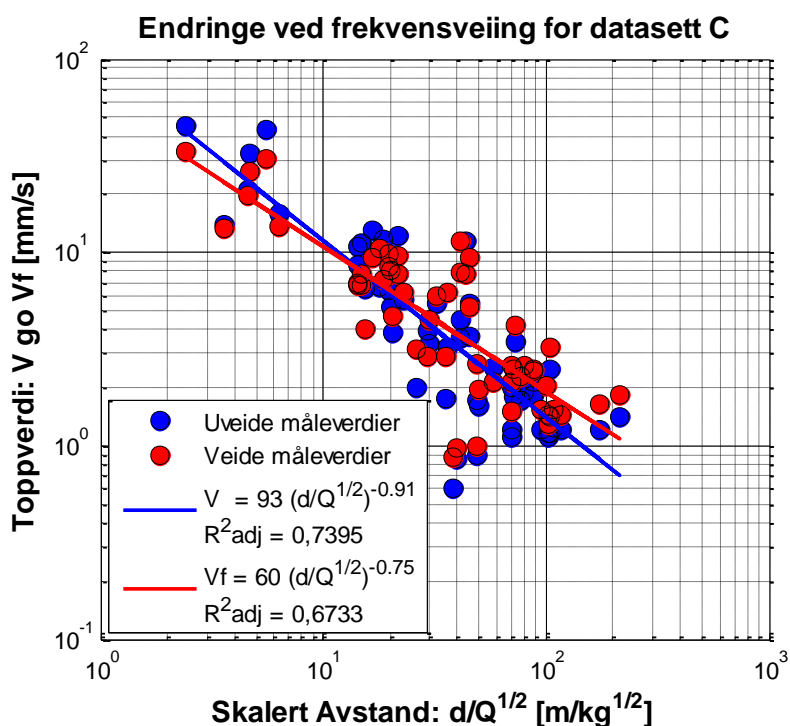


Figur 5-19: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett C.



Figur 5-20: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett C.

Figur 5-21 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett C ved bruk av ligning nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand vil  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Samtidig viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning.



Figur 5-21: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett C.

Tabell 5-6 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre også etter frekvensveiling med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-21 for modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen øker i form av lavere  $R^2_{adj}$ , men standardavviket er imidlertid tilnærmet uforandret. Samtidig viser den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  en noe høyere verdi etter frekvensveiling.

Tabell 5-6: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett C.

| Modell | (57 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                    | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v_f = 60 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-0.75}$  | $R^2_{adj} = 0,6733$    | $S = 0,1919$ |
| Nr. 5  | $v_f = 125 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,05}}\right)^{-0,84}$ | $R^2_{adj} = 0,7508$    | $S = 0,1937$ |

## 5.4 Data D (481 datapunkter)

### 5.4.1 Test av formler for uveide toppverdier

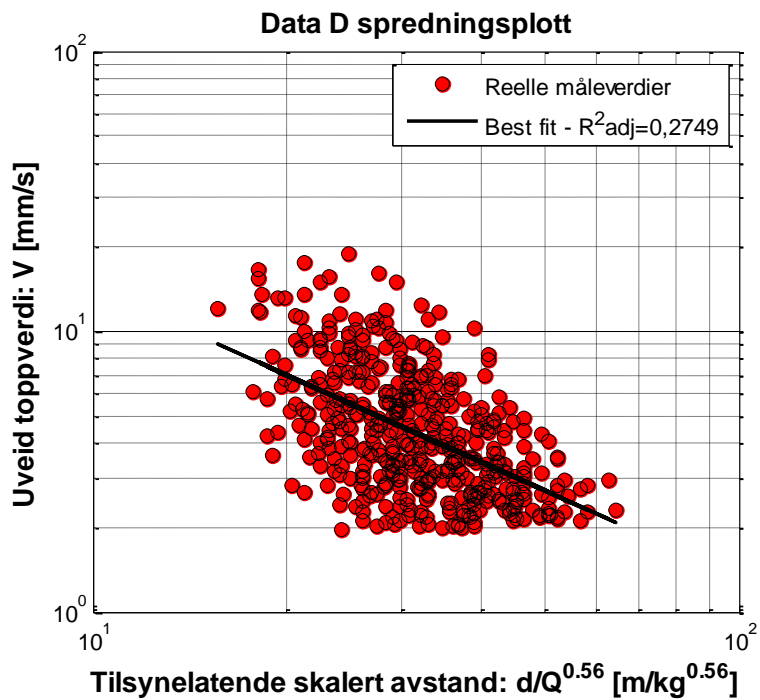
Tabell 5-7 under viser regresjonsresultatene for modellene nr. 1 – 5. Tabellen viser at ligningen fra modell nr. 5 gir det beste regresjonsresultatet, men til tross for dette er spredningen enorm med  $R^2_{adj} = 0,2749$ . Rent statistisk er en slik spredning en klar indikasjon på at det er andre forhold, utover inngangsdataene, som har betydning for hvordan toppverdiene oppfører seg. Til tross for dette er det verdt og merke seg at modell nr. 4 har et marginalt lavere standardavviket med  $S = 0,1865$ .

Tabell 5-7: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett D.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

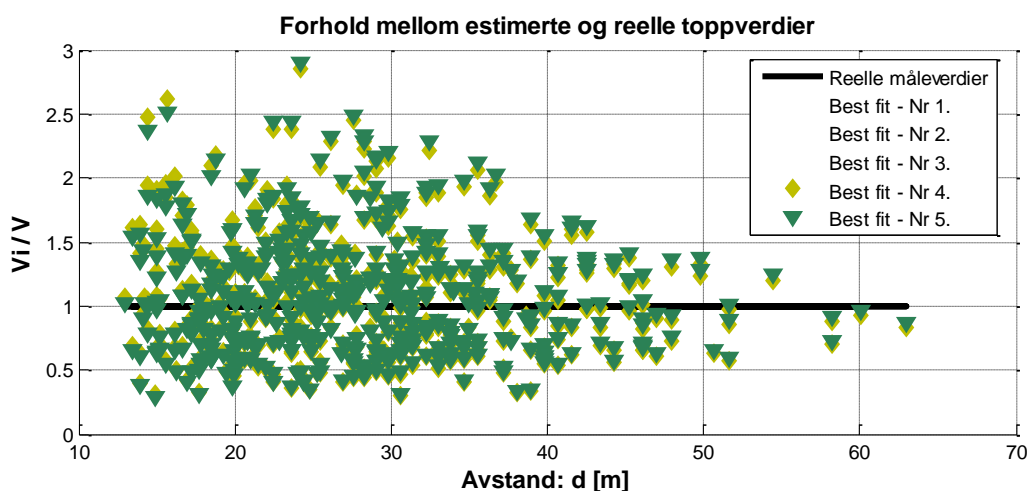
| Modell | (481 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                   | Standardavvik/spredning |                      |
|--------|---|-------------------------|----------------------|
| Nr. 1  | $v = 694 \left( \frac{d}{Q^{1/3}} \right)^{-1,5}$         | $S = 0,2017$            | $R^2_{adj} = 0,1529$ |
| Nr. 2  | $v = 670 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                   | $S = 0,2059$            | $R^2_{adj} = 0,1183$ |
| Nr. 3  | $v = 749 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,5}$  | $S = 0,1932$            | $R^2_{adj} = 0,2224$ |
| Nr. 4  | $v = 158 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,05}$ | $S = 0,1865$            | $R^2_{adj} = 0,2726$ |
| Nr. 5* | $v = 152 \cdot \left( \frac{d}{Q^{0,56}} \right)^{-1,01}$ | $S = 0,1866$            | $R^2_{adj} = 0,2749$ |

Spredningsplottet i Figur 5-22 viser kurvetilpasningen ved bruk av den tilsynelatende skaleringen gitt av modell nr. 5. Den tilsynelatende skaleringen er i dette tilfellet veldig lik "square root" skaleringen og som det sees av Figur 5-24 ligger den beste skaleringen trolig innenfor intervallet 0,5-0,6. Tabell 5-7 viser at forskjellene er små mellom ligningene fra modell nr. 5 og nr. 4 i forhold til "goodness of fit".

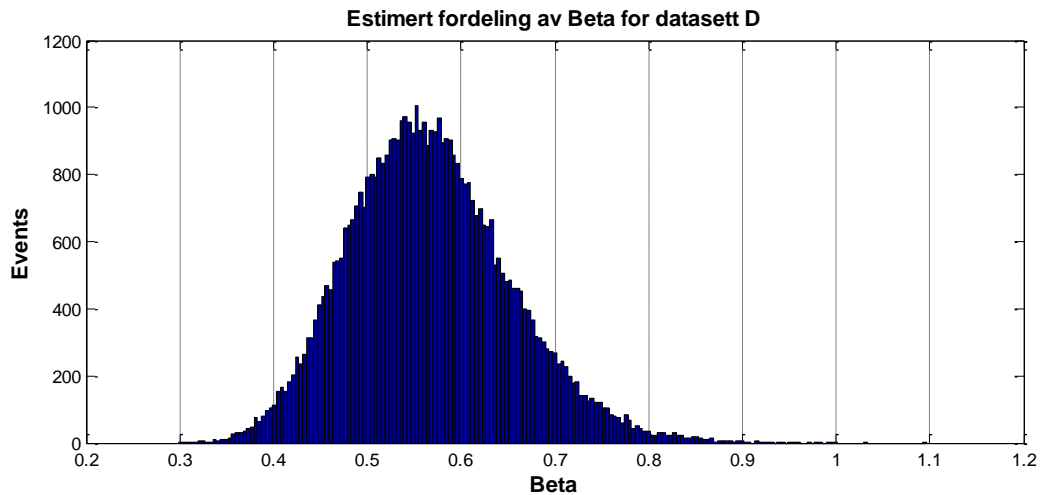


Figur 5-22: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett D.

Sammenlignes feilmarginen til ligningen for modell nr. 5 i Figur 5-23 med tilsvarende plott for andre datasett sees det at det, til tross for den lave  $R^2_{adj}$ , ikke nødvendigvis gir dårligere resultater enn de andre prosjektene. Feilmarginen ligger stort sett innenfor 100 % avvik. Dette kommer nok av at standardavviket ikke er nevneverdig større enn for eksempel hva som sees i prosjekt A. Legg merke til at avstandene ligger mellom 15 – 63 meter.



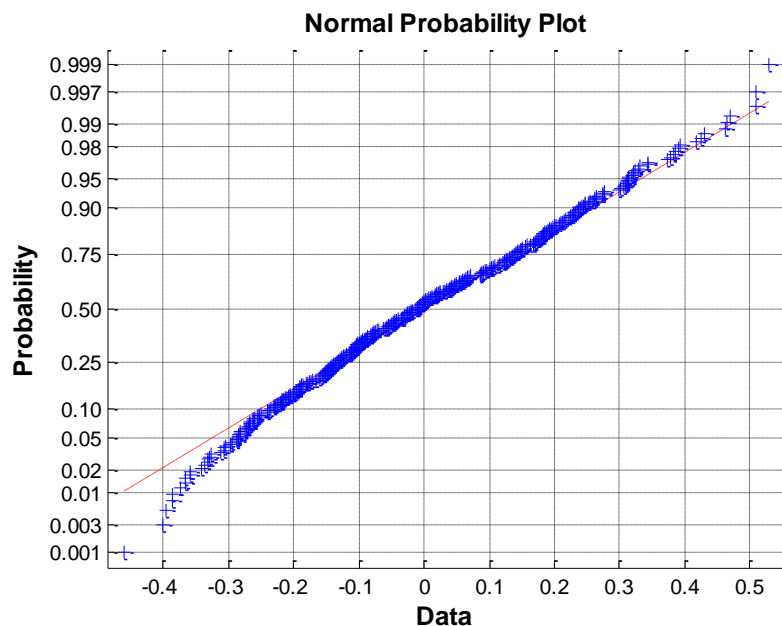
Figur 5-23: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett D.



Figur 5-24: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett D.

### 5.4.2 Fordeling av residualverdier

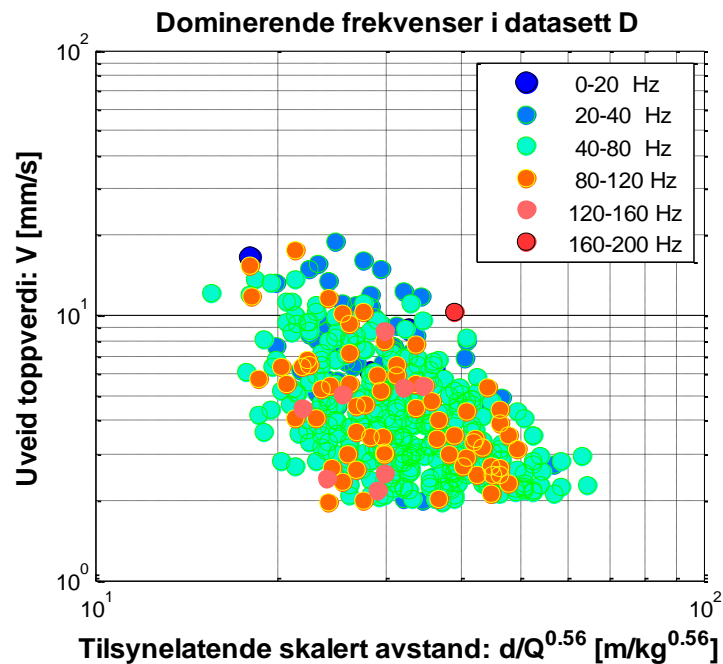
Lillietest i Matlab<sup>®</sup> konkluderte med at residualverdiene til ligningen for modell nr. 5 ikke kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillietesten returnerte verdien 1. Figur 5-25 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett D. Verdiene ligger stort sett på normallinjen, dog med noe krumning i nedre del. Med bakgrunn i Q-Q plottet kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt. Men resultatene fra Lillietesten gjør dette noe usikkert.



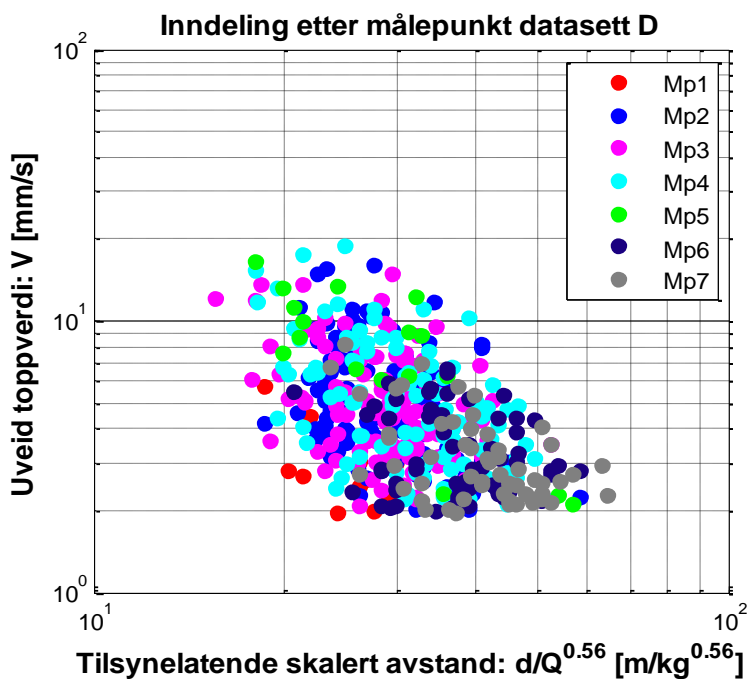
Figur 5-25: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra modell nr. 5. Datasett D.

### 5.4.3 Effekt av frekvensveing

Figur 5-26 viser de uveide toppverdien i prosjekt D fargekodet etter frekvensinnhold. I motsetning til de foregående datasettene er det ikke noen tydelig trend for opptredenen av dominerende frekvenser for dette datasettet. Generelt kan det sies at majoriteten av de 481 toppverdiene er dominert av frekvenser under 80 Hz, men den sporadiske forekomsten av høye frekvenser tyder på at situasjonen er mer kompleks. Figur 5-27 viser at alle målepunktene har relativt lik spredning samtidig som de grupperes jevnt fordelt i plottet.



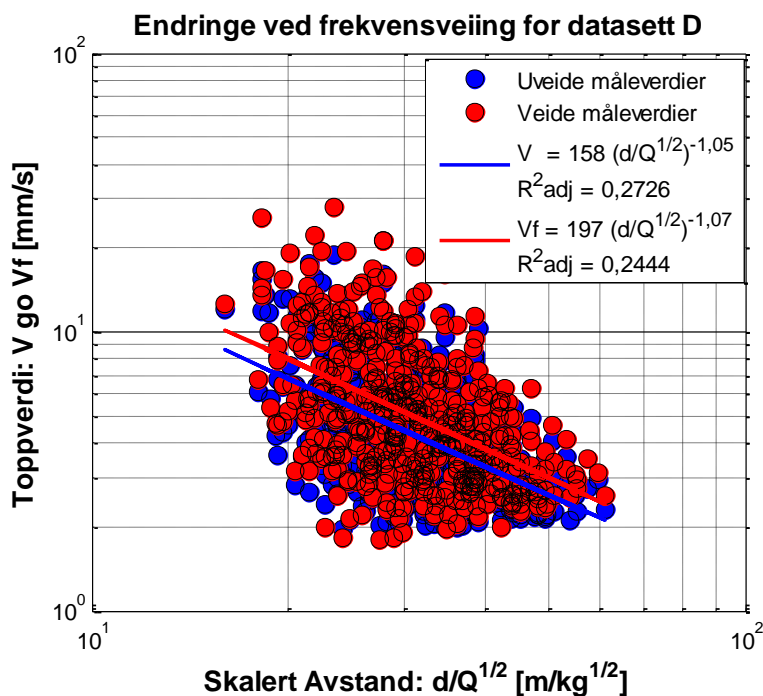
Figur 5-26: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett D.



Figur 5-27: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett D.



Figur 5-28 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett D ved bruk av modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand vil  $K_1$  og  $\alpha_1$  forsterkes som følge av at regresjonslinjen har en noe brattere helning for de frekvensveide toppverdiene. Dette kommer av at de fleste toppverdiene i Figur 5-26 domineres av frekvenser under 80 Hz og dermed vil majoriteten av toppverdiene forsterkes etter frekvensveiling. Til tross for dette viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning.



Figur 5-28: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett D.

Tabell 5-8 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre også etter frekvensveiling med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for ligningen for modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-28 for ligning for modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  forsterkes samtidig som spredningen øker i form av lavere  $R^2_{adj}$  og større standardavvik. Ulikt de foregående datasettene viser den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  en noe lavere verdi etter frekvensveiling.

Tabell 5-8: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett D.

| Modell | (481 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                   | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr 4.  | $v_f = 197 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,07}$ | $R^2_{adj} = 0,2444$    | $S = 0,2060$ |
| Nr 5.  | $v_f = 193 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,53}}\right)^{-1,06}$ | $R^2_{adj} = 0,2438$    | $S = 0,2062$ |

## 5.5 Data E (69 datapunkter)

### 5.5.1 Test av formler for uveide toppverdier

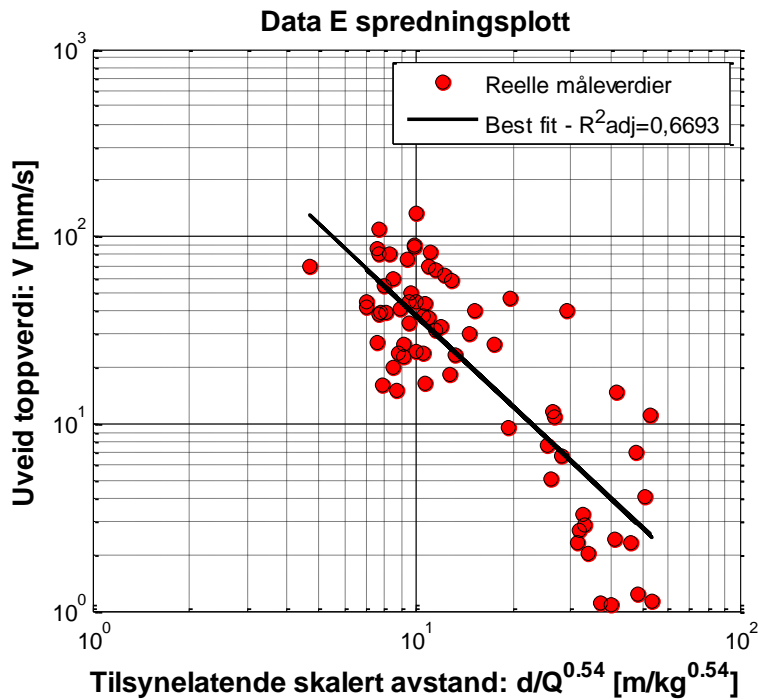
Tabell 5-9 viser regresjonsresultatene for datasett E. Modell nr. 3 gir best resultat med  $R^2_{\text{adj}} = 0,6759$  og standardavvik  $S = 0,3149$ . Forskjellene er imidlertid minimale og det er lite som skiller ligningene fra hverandre med tanke på "goodness of fit". Generelt viser standardavvikene at dette datasettet har stor usikkerhet sammenlignet med de fleste andre prosjektene.

Tabell 5-9: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett E.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

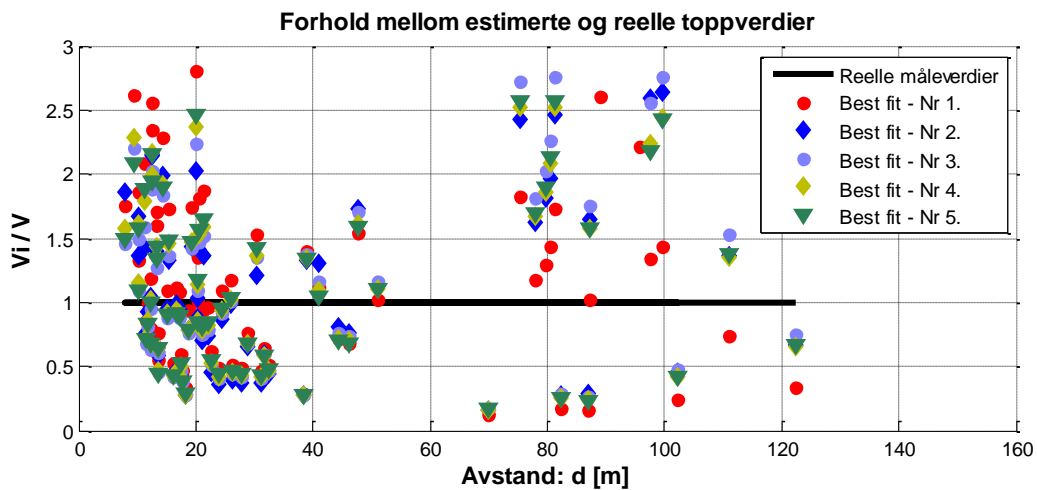
| Modell | (69 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                     | Standardavvik/spredning |                             |
|--------|--|-------------------------|-----------------------------|
| Nr. 1  | $v = 1642 \left( \frac{d}{Q^{1/3}} \right)^{-1,5}$         | $S = 0,3181$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6693$ |
| Nr. 2  | $v = 1155 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                   | $S = 0,3176$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6703$ |
| Nr. 3  | $v = 1230 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,5}$  | $S = 0,3149$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6759$ |
| Nr. 4  | $v = 1624 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,60}$ | $S = 0,3156$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6739$ |
| Nr. 5* | $v = 1568 \cdot \left( \frac{d}{Q^{0,54}} \right)^{-1,62}$ | $S = 0,3180$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6693$ |

Den tilsynelatende skaleringen gitt av modell nr. 5 stemmer godt med "square root" skaleringen. Den minimale forbedringen ved å bruke ligningen fra modell nr. 3 kommer nok derfor fra det faktum at modell nr. 5 har økt grad av frihet i regresjonen. Den estimerte fordelingen av  $\beta$  sees i Figur 5-31. Figuren indikerer at den beste skaleringen trolig ligger innenfor intervallet 0,4 – 0,6. Samtidig gjenspeiles den store usikkerheten i datasettet ved at histogrammet strekker seg fra cirka 0 til 1,6.

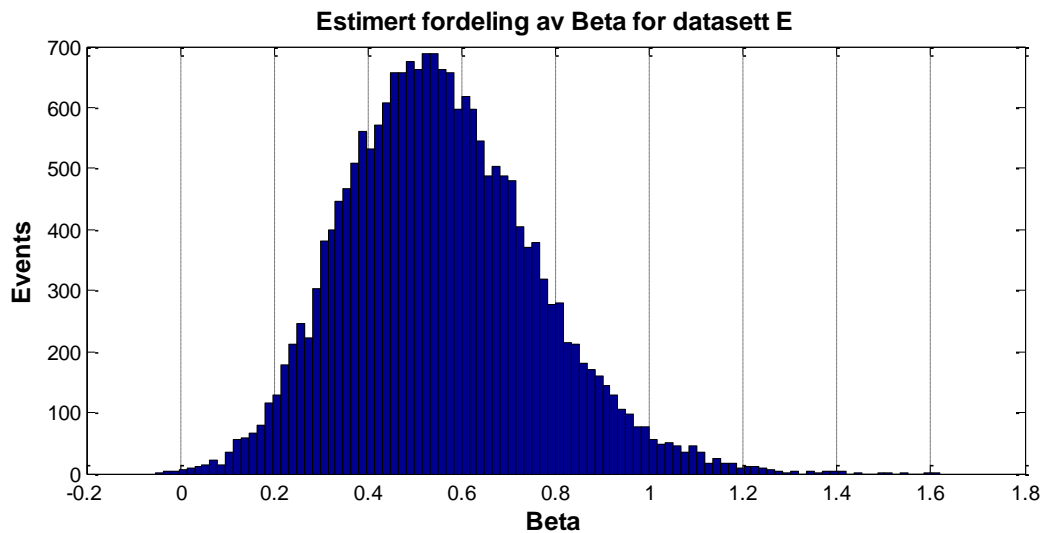


Figur 5-29: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr 5. Datasett E.

Det resulterende spredningsplottet gitt av den tilsynelatende skaleringen til modell nr. 5 sees i Figur 5-29. Selv om  $R^2_{adj}$  ikke gir inntrykk av at kurvetilpasningen nødvendigvis er dårlig viser det estimerte standardavviket at spredningen er relativt stor. Sammenlignes dette med Figur 5-30 sees det at det forekommer avvik på over 100 % forholdsvis ofte. Legg merke til at avstandsmålene går fra cirka 10 – 120 meter og at det er spesielt på de lange avstandene avvikene er størst.



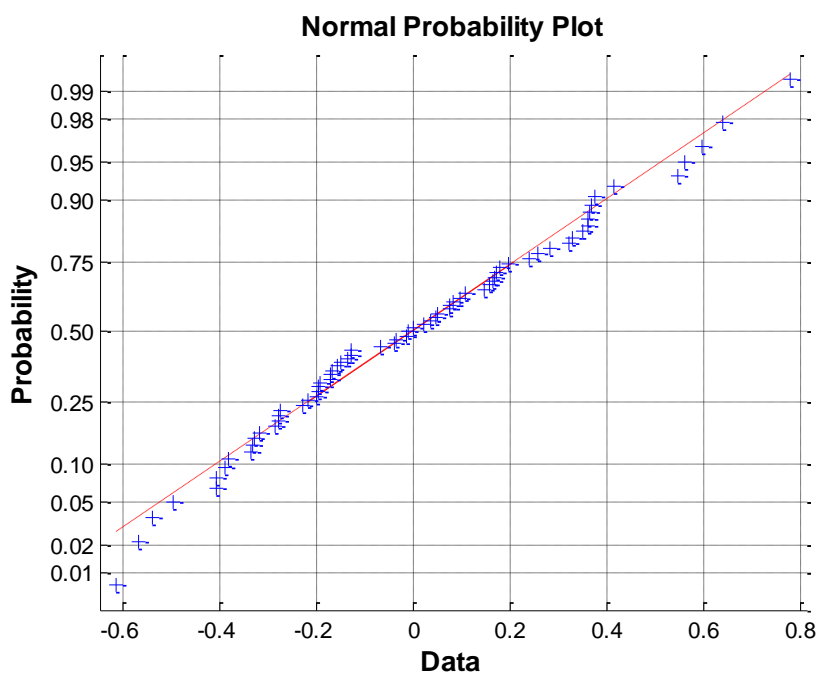
Figur 5-30: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett E.



Figur 5-31: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett E.

### 5.5.2 Fordeling av residualverdier

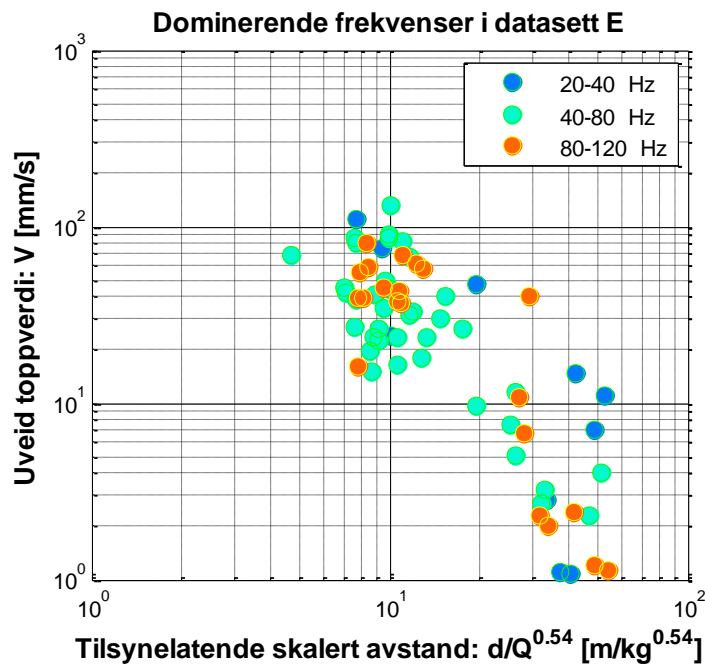
Lillietest i Matlab® konkluderte med at residualverdiene til ligningen fra modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillietesten returnerte verdien null. Figur 5-32 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett E. Verdiene ligger stort sett på normallinjen. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt.



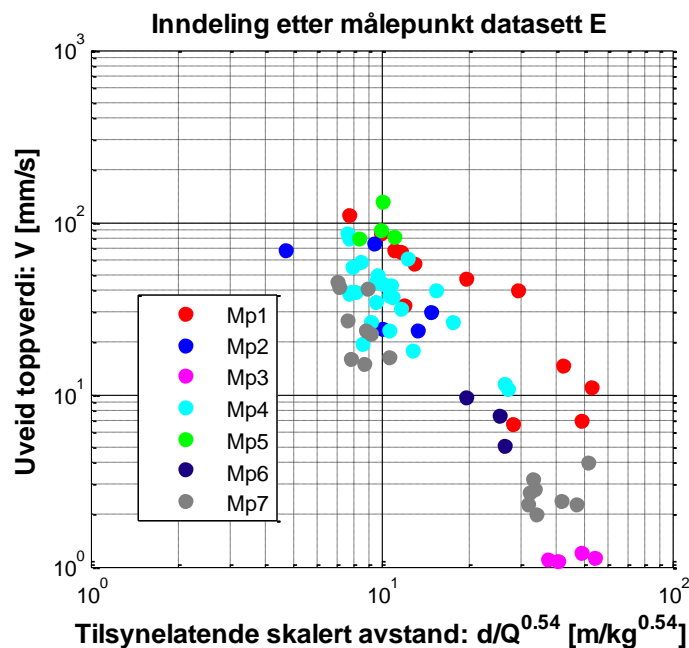
Figur 5-32: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett E.

### 5.5.3 Effekt av frekvensveining

Figur 5-33 viser de uveide toppverdien i prosjekt E fargekodet etter frekvensinnhold. Det er ingen tydelig trend for hvordan frekvensen opptrer. Sammenlignes dette med Figur 5-34 sees det at alle målepunktene har stor variasjon i frekvensinnhold og samtidig som de grupperes relativt ulikt i plottet. Det er derfor mulig at det er svært varierende geologiske forhold som er årsaken til denne spredningen. Eksempelvis sees det at toppverdiene fra målepunkt 1 alltid ligger over toppverdiene fra målepunkt 7. Dette kan tyde på bedre overføringsbetingelse for dette målepunktet.

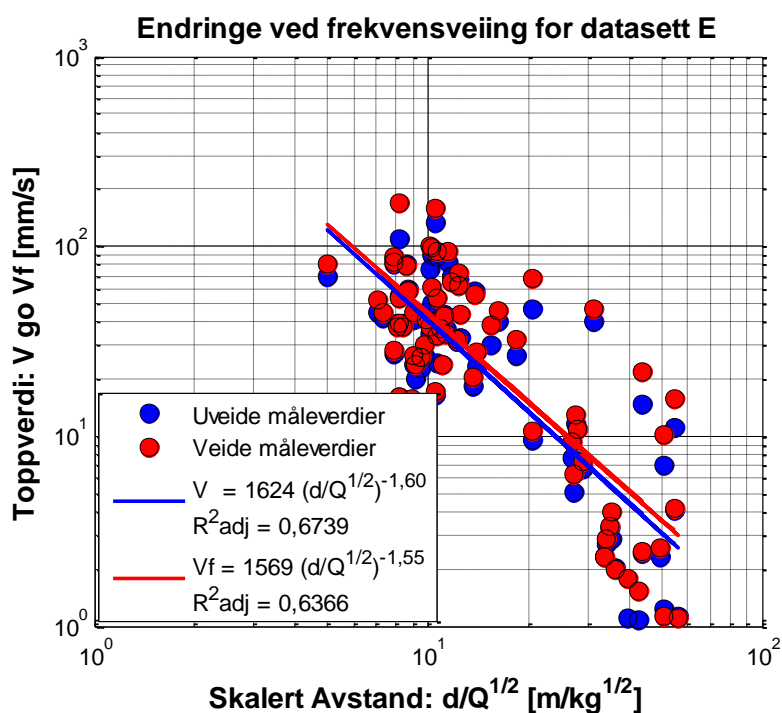


Figur 5-33: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett E.



Figur 5-34: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett E.

Figur 5-35 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett E ved bruk av ligningen fra modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand vil  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Samtidig viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning.



Figur 5-35: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett E.

Tabell 5-10 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre etter frekvensveiling med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for ligningen fra modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-35 for ligningen fra modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen øker i form av lavere  $R^2_{adj}$  og større standardavvik. Den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  har en noe høyere verdi etter frekvensveiling.

Tabell 5-10: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett E.

| Modell | (69 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                     | Standardavvik/spredning |              |
|--------|--|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v_f = 1569 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1.55}$ | $R^2_{adj} = 0,6366$    | $S = 0,3305$ |
| Nr. 5  | $v_f = 1464 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,59}}\right)^{-1,58}$ | $R^2_{adj} = 0,6330$    | $S = 0,3330$ |

## 5.6 Data F (71 datapunkter)

### 5.6.1 Test av formler for uveide toppverdier

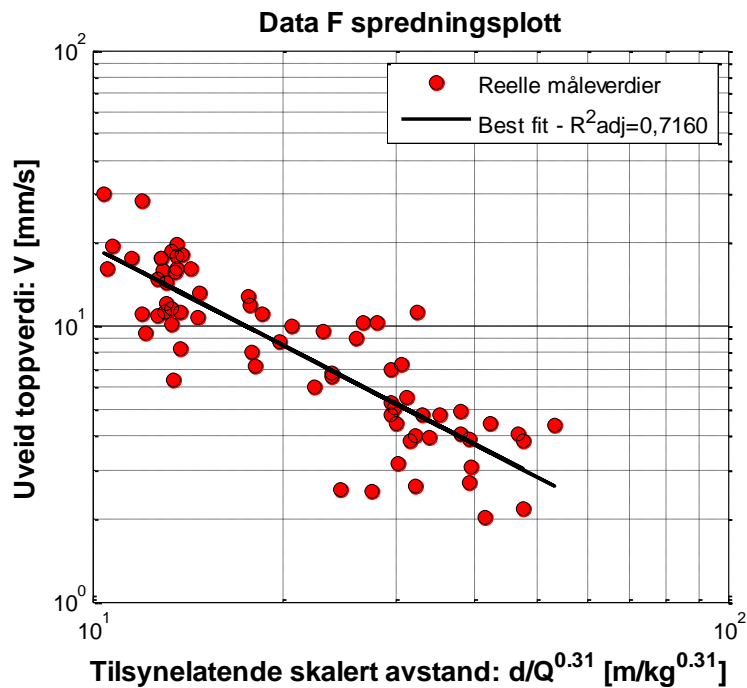
Tabell 5-11 viser regresjonsresultatene for modell nr. 1 – 5. Den beste ligningen er ligningen fra modell nr. 5 med  $R^2_{\text{adj}} = 0,7160$ . Modell nr. 4 har derimot lavere standardavvik med  $S = 0,1512$ . De resterende formlene viser derimot en økende grad av spredning. Den økte spredningen ser ut for å ha en viss sammenheng med økt vektlegging av ladning, noe som kanskje vises best mellom ligningene for modell nr. 1 og nr. 3.

Tabell 5-11: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett F.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

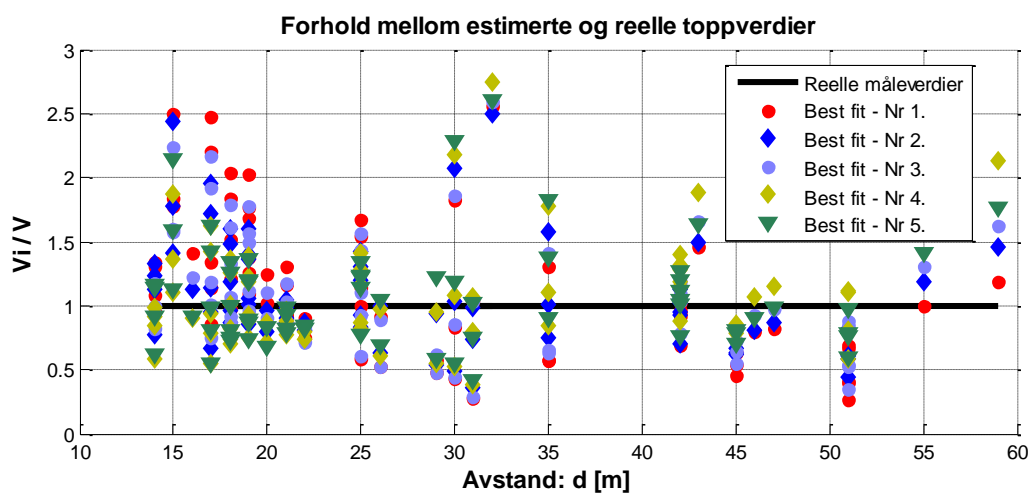
| Modell | (71 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                    | Standardavvik/spredning |                             |
|--------|---|-------------------------|-----------------------------|
| Nr. 1  | $v = 749 \left( \frac{d}{Q^{1/3}} \right)^{-1,5}$         | $S = 0,1648$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6673$ |
| Nr. 2  | $v = 541 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                   | $S = 0,2192$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,4120$ |
| Nr. 3  | $v = 627 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,5}$  | $S = 0,1887$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5638$ |
| Nr. 4  | $v = 166 \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-1,04}$ | $S = 0,1512$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,6957$ |
| Nr. 5* | $v = 302 \cdot \left( \frac{d}{Q^{0,31}} \right)^{-1,19}$ | $S = 0,1523$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,7160$ |

Figur 5-38 viser den estimerte fordelingen til den tilsynelatende  $\beta$  gitt av modell nr. 5. Figuren indikerer at den beste skaleringen for dette datasettet mest sannsynlig ligger innenfor området 0,2 – 0,4. Hovedårsaken til at modell nr. 5 gir bedre regresjonsresultat i (form av  $R^2_{\text{adj}}$ ) enn ligningen fra modell nr. 4 er derfor trolig den noe lavere  $\beta$ . Til forskjell fra de foregående datasettene er denne tilsynelatende skaleringen nærmere en "cube root" skalering. Spredningsplottet gitt av den tilsynelatende skaleringen til modell nr. 5 sees i Figur 5-36.



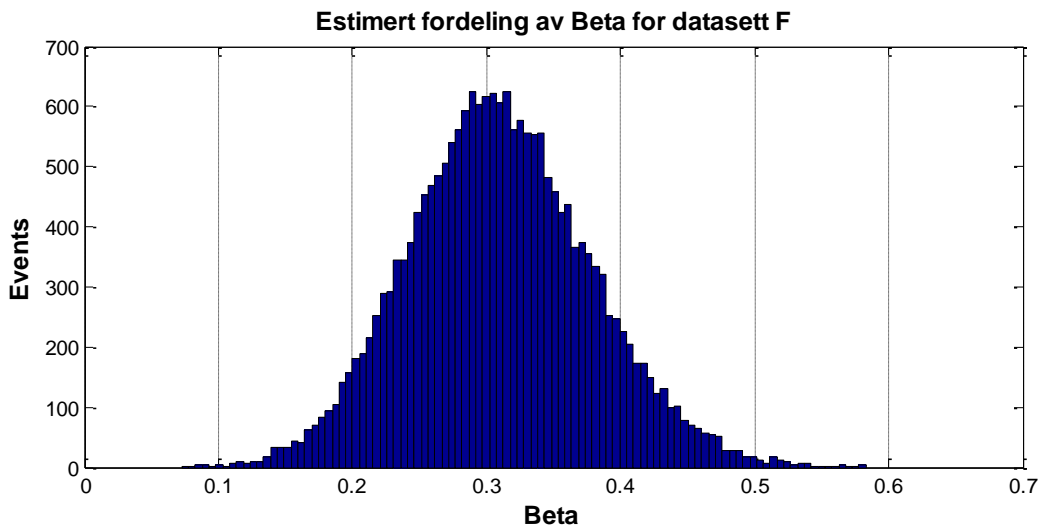
Figur 5-36: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett F.

Figur 5-37 viser hvordan feilmarginene er for formlene i Tabell 5-11. Legg merke til at avstandsmålene er på mellom 14 – 58 meter. Til tross for de relativt lave standardavvikene til ligningene viser figuren at avvik med over 100 % feilmargin ikke kan utelukkes.



Figur 5-37: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett F.

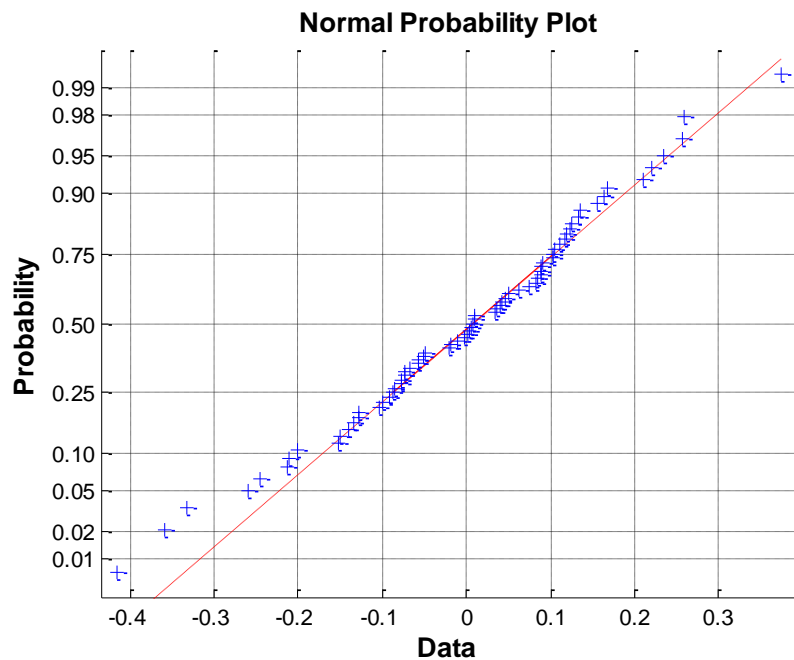




Figur 5-38: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett F.

### 5.6.2 Fordeling av residualverdier

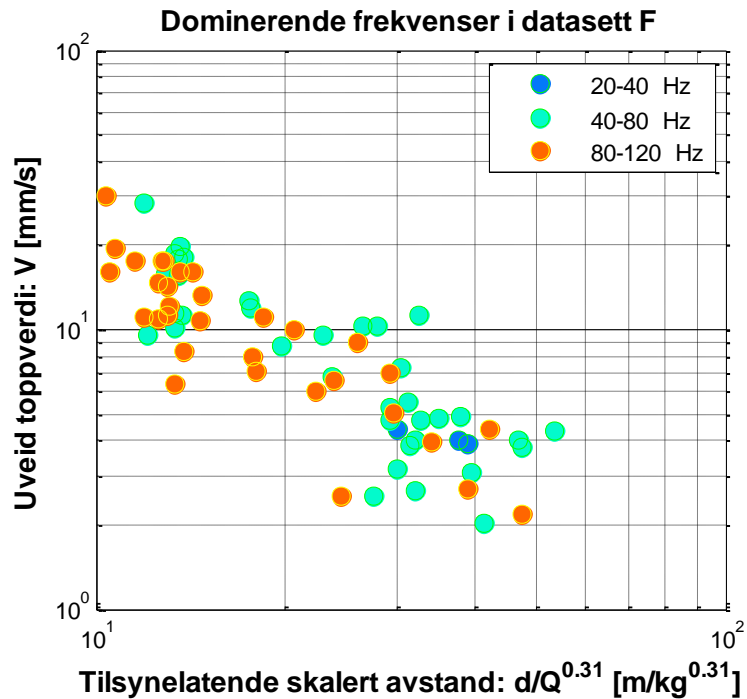
Lillietest i Matlab® konkluderte med at residualverdiene til modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillitesten returnerte verdien null. Figur 5-39 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett F. Verdiene ligger stort sett på normallinjen, dog med noe krumning i nedre del. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt.



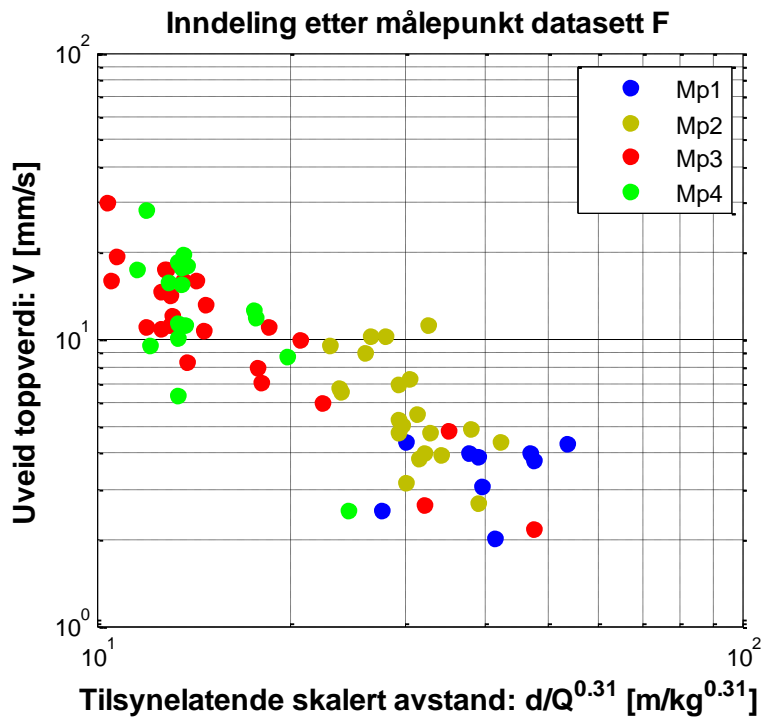
Figur 5-39: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett F.

### 5.6.3 Effekt av frekvensveining

Figur 5-40 viser de uveide toppverdien i prosjekt F fargekodet etter frekvensinnhold. Det er ingen tydelig trend for frekvensenes opptreden. Sammenlignes dette med Figur 5-41 sees det at alle målepunktene har stor variasjon i frekvensinnhold og samtidig som de grupperes relativt ulikt i plottet. Det er godt mulig at dette skyldes varierende geologiske forhold.

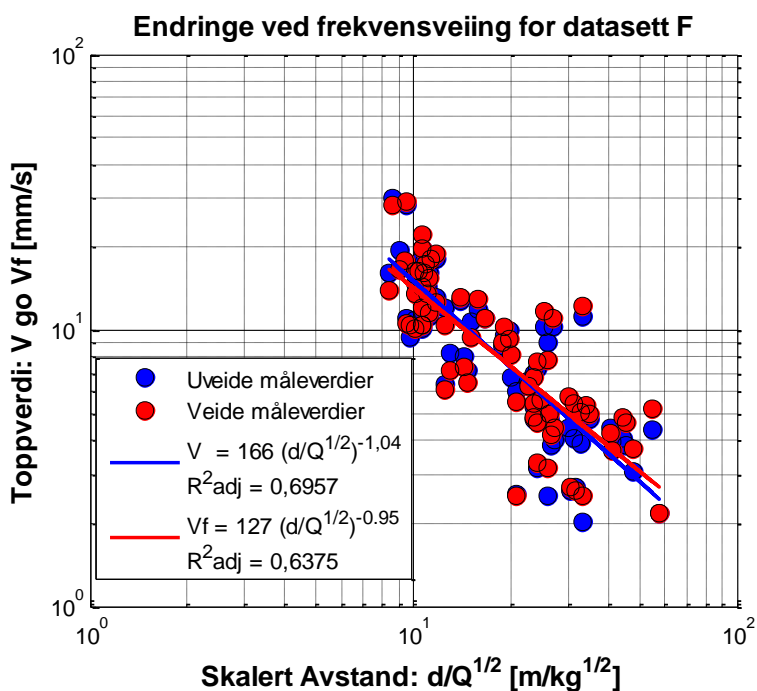


Figur 5-40: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett F.



Figur 5-41: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett F.

Figur 5-42 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett F ved bruk av modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand sees det at  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Samtidig viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning.



Figur 5-42: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett F.

Tabell 5-12 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og nr. 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre etter frekvensveiling med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for ligningen fra modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-42 for ligningen fra modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen øker i form av lavere  $R^2_{adj}$  og større standardavvik. Den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  har en noe høyere verdi etter frekvensveiling.

Tabell 5-12: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett F.

| Modell | (71 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                    | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v_f = 127 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-0,95}$ | $R^2_{adj} = 0,6375$    | $S = 0,1591$ |
| Nr. 5  | $v_f = 196 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,34}}\right)^{-1,05}$ | $R^2_{adj} = 0,6467$    | $S = 0,1602$ |

## 5.7 Data G (158 datapunkter)

### 5.7.1 Test av formler for uveide toppverdier

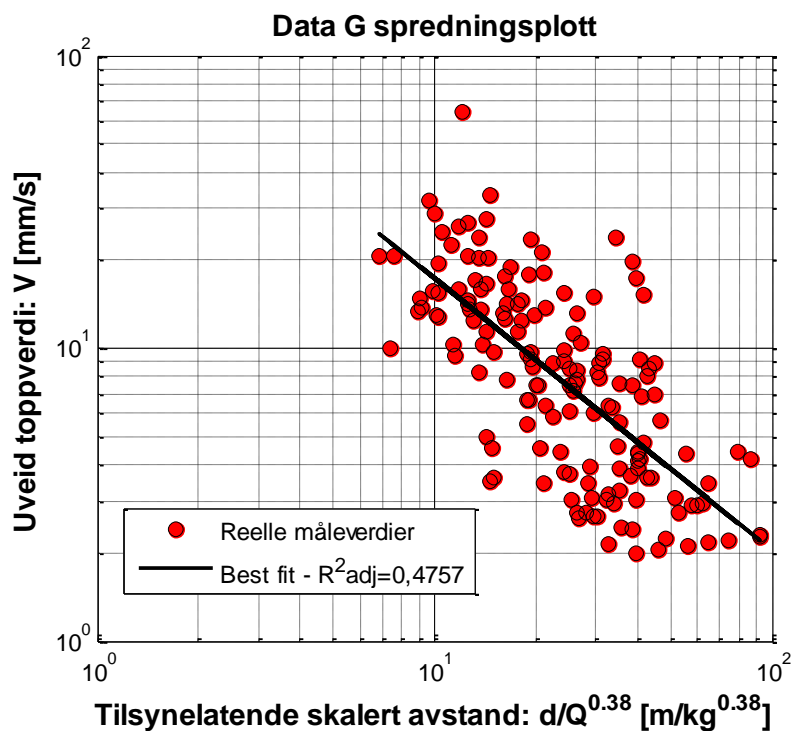
Tabell 5-13 viser regresjonsresultatene for datasett G. Tabellen viser at modell nr. 5 gir minst spredning med  $R^2_{\text{adj}} = 0,4757$ . Likevel sees det at modell nr. 4 gir marginalt lavere standardavvik med  $S = 0,2371$ . Modell nr. 2 viser  $R^2 = \text{NaN}$ . Dette kommer av at SSE er større enn SST, noe som betyr at denne modellen tilfører mer feil enn det i utgangspunktet bør være og at regresjonen ikke gir noe fornuftig resultat.

Tabell 5-13: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett G.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

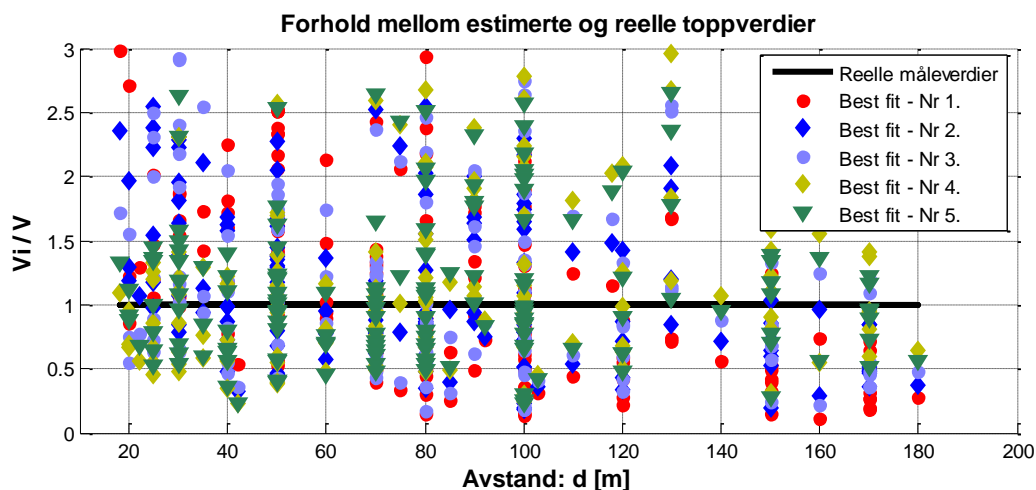
| Modell | (158 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                 | Standardavvik/spredning |                                 |
|--------|---|-------------------------|---------------------------------|
| Nr. 1  | $v = 1097 \cdot \left(\frac{d}{Q^{1/3}}\right)^{-1,5}$  | $S = 0,2719$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,3151$     |
| Nr. 2  | $v = 707 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                 | $S = 0,3791$            | $R^2_{\text{adj}} = \text{NaN}$ |
| Nr. 3  | $v = 548 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,5}$  | $S = 0,2946$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,1957$     |
| Nr. 4  | $v = 87 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-0,85}$  | $S = 0,2371$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,4643$     |
| Nr. 5* | $v = 148 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,38}}\right)^{-0,93}$ | $S = 0,2378$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,4757$     |

Figur 5-45 viser den estimerte fordelingen til den tilsynelatende  $\beta$  gitt av modell nr. 5. Figuren indikerer at den beste skaleringen for dette datasettet mest sannsynlig ligger i området 0,3-0,45. Dette ligger veldig nærme "cube root" skaleringen i modell nr. 1. Spredningsplottet gitt av den tilsynelatende skaleringen sees i Figur 5-43.

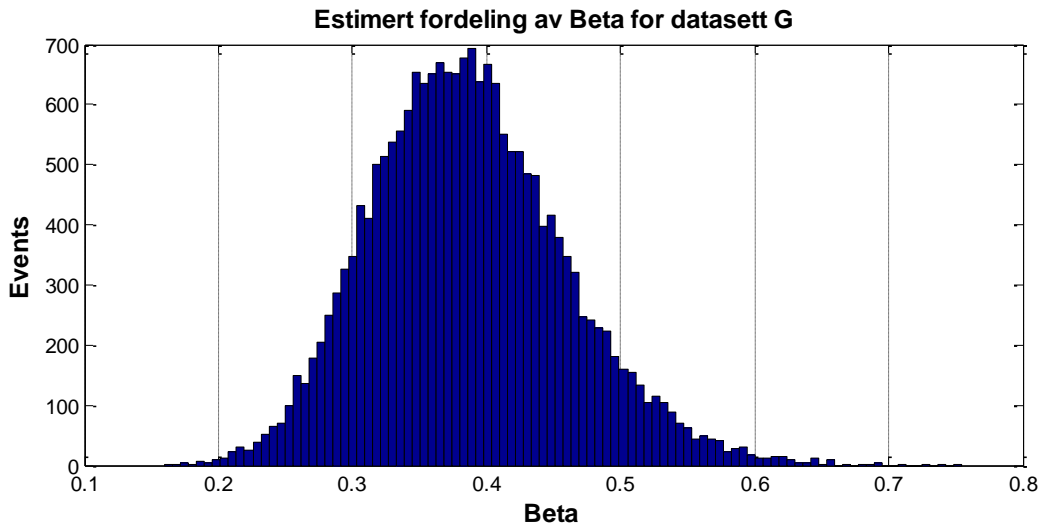


Figur 5-43: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr 5. Datasett G.

Figur 5-44 viser hvordan de estimerte toppverdiene ( $V_i$ ) fra ligningene i Tabell 5-13 passer med de reelle toppverdiene ( $V$ ) i datasett G. Avvik over 100 % forekommer forholdsvis ofte. Legg merke til at dataene ligger innenfor intervallet 16 til 180 meter.



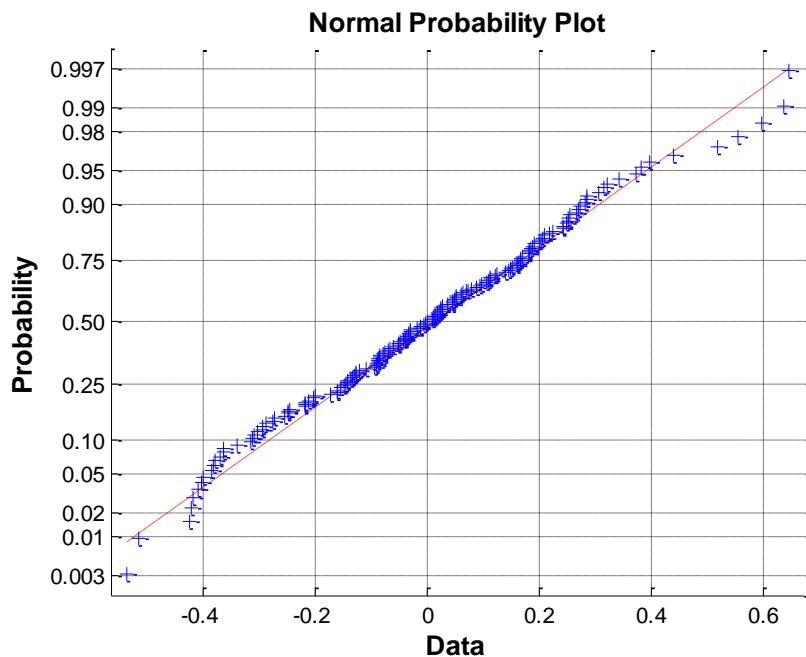
Figur 5-44: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett G.



Figur 5-45: Sannsynelig fordeling av  $\beta$ . Datasett G.

### 5.7.2 Fordeling av residualverdier

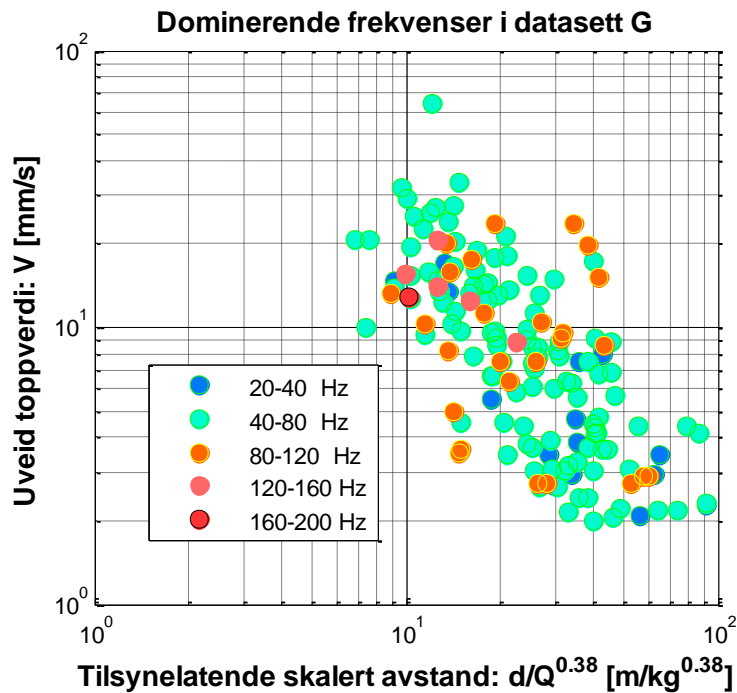
Lillietest i Matlab® konkluderte med at residualverdiene til ligning for modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillietesten returnerte verdien null. Figur 5-46 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett G. Verdiene ligger stort sett på normallinjen. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt.



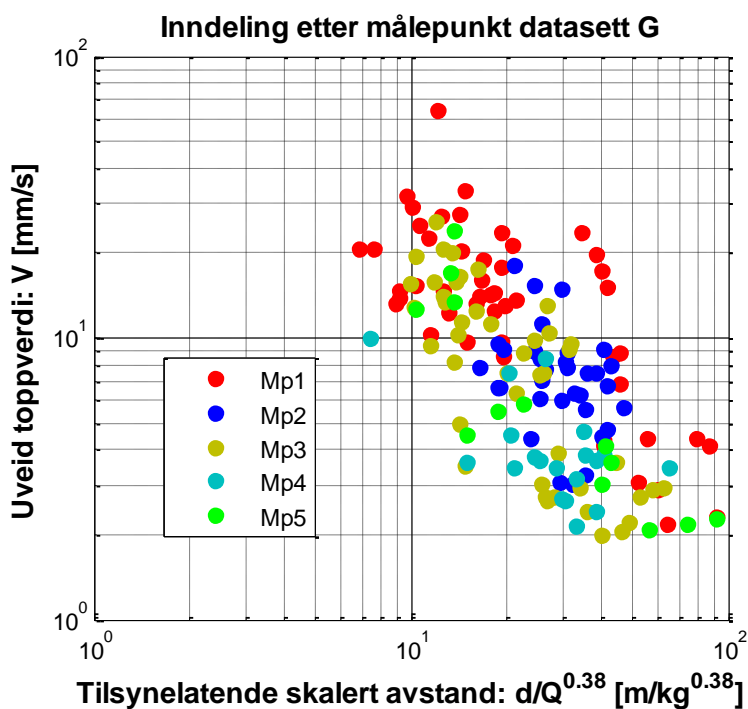
Figur 5-46: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett G.

### 5.7.3 Effekt av frekvensveiging

Figur 5-47 viser de uveide toppverdien i prosjekt G fargekodet etter frekvensinnhold. Det er ingen tydelig trend for hvordan frekvensen opptrer. Sammenlignes dette med Figur 5-48 sees det at alle målepunktene har stor variasjon i frekvensinnhold og samtidig som de grupperes relativt forskjellig i plottet. Varierende geologiske egenskaper kan være årsaken til denne spredningen.

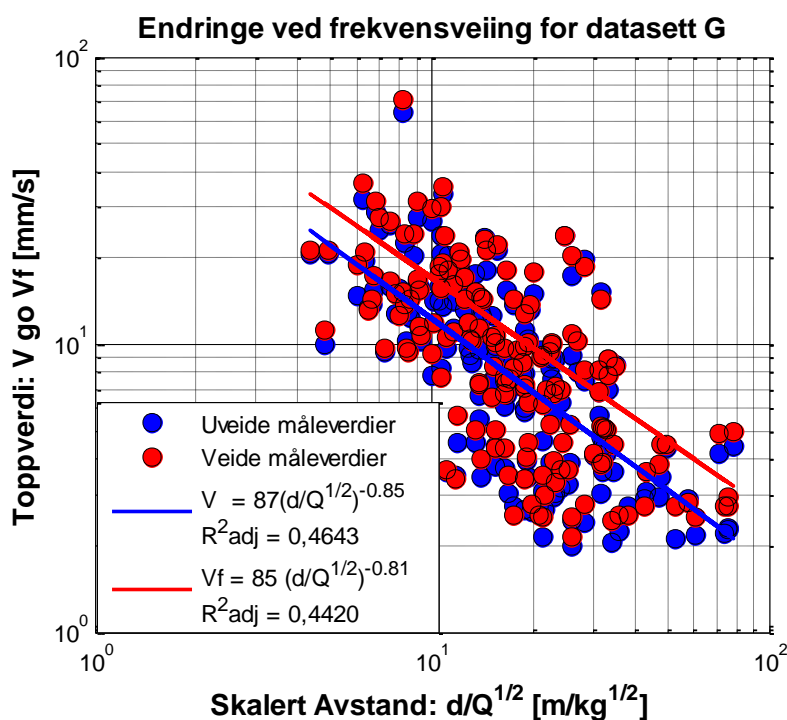


Figur 5-47: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett G.



Figur 5-48: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett G.

Figur 5-49 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiing for datasett G ved bruk av modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand sees det at  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Samtidig viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning.



Figur 5-49: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett G.

Tabell 5-14 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og nr. 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre etter frekvensveiing med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for ligningen fra modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-49 for ligningen fra modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen øker i form av lavere  $R^2_{adj}$  og større standardavvik. Den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  har en noe høyere verdi etter frekvensveiing

Tabell 5-14: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett G.

| Modell | (158 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                   | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v = 85 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-0,81}$    | $R^2_{adj} = 0,4420$    | $S = 0,2375$ |
| Nr. 5  | $v_f = 110 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,43}}\right)^{-0,84}$ | $R^2_{adj} = 0,4425$    | $S = 0,2383$ |



## 5.8 Data H (35 datapunkter)

### 5.8.1 Test av formler for uveide toppverdier

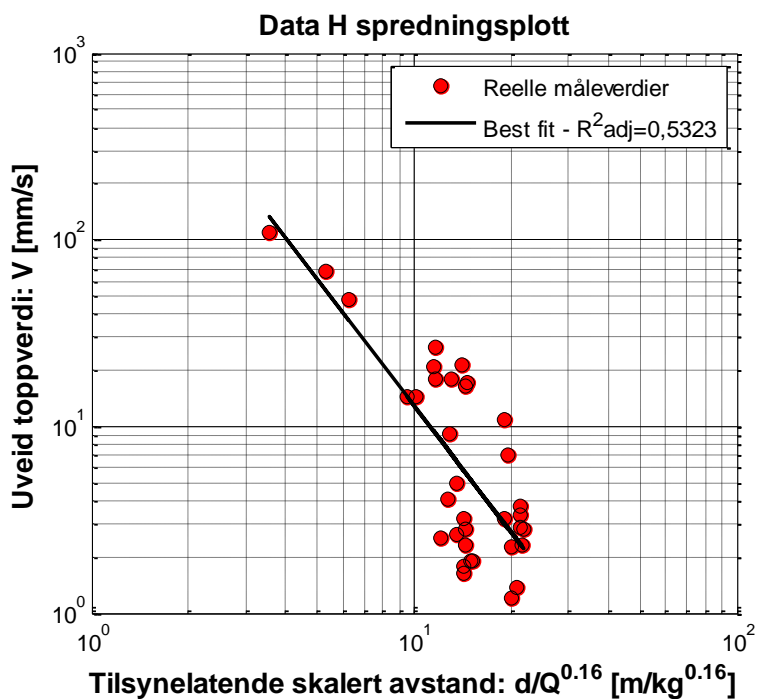
Tabell 5-15 viser regresjonsresultatene for datasett H. Modell nr. 5 gir best resultat med  $R^2_{\text{adj}} = 0,5323$ . Ligningen fra modell nr. 4 gir derimot marginalt lavere standardavvik med  $S = 0,3447$ . Tabellen viser likevel at det er små forskjeller imellom formlene med tanke på "goodness of fit". Generelt viser standardavvikene at dette datasettet har stor usikkerhet sammenlignet med de andre prosjektene.

Tabell 5-15: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett H.

(\* ligningen viser en tilsynelatende skalering)

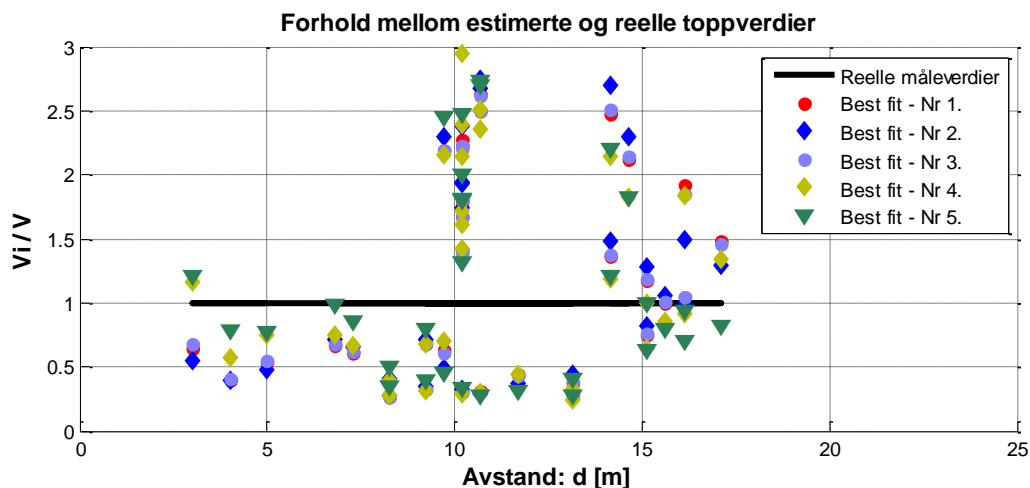
| Modell | (35 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                   | Standardavvik/spredning |                             |
|--------|--|-------------------------|-----------------------------|
| Nr. 1  | $v = 517 \cdot \left(\frac{d}{Q^{1/3}}\right)^{-1,5}$    | $S = 0,3601$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5058$ |
| Nr. 2  | $v = 722 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^\beta}$                  | $S = 0,3652$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,4917$ |
| Nr. 3  | $v = 833 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,5}$   | $S = 0,3622$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5002$ |
| Nr. 4  | $v = 2435 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,83}$ | $S = 0,3447$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5028$ |
| Nr. 5* | $v = 2269 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,16}}\right)^{-2,25}$ | $S = 0,3500$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5323$ |

Figur 5-52 viser den estimerte fordelingen til den tilsynelatende  $\beta$  gitt av modell nr. 5. Figuren indikerer at den beste skaleringen for dette datasettet mest sannsynlig ligger innenfor området 0,1-0,3. Den store usikkerheten indikert av standardavviket gjenspeiles imidlertid i histogrammet ved at fordelingen strekker seg fra cirka -0,6 til 0,8. Spredningsplottet gitt av den tilsynelatende skaleringen til modell nr. 5 sees i Figur 5-50.

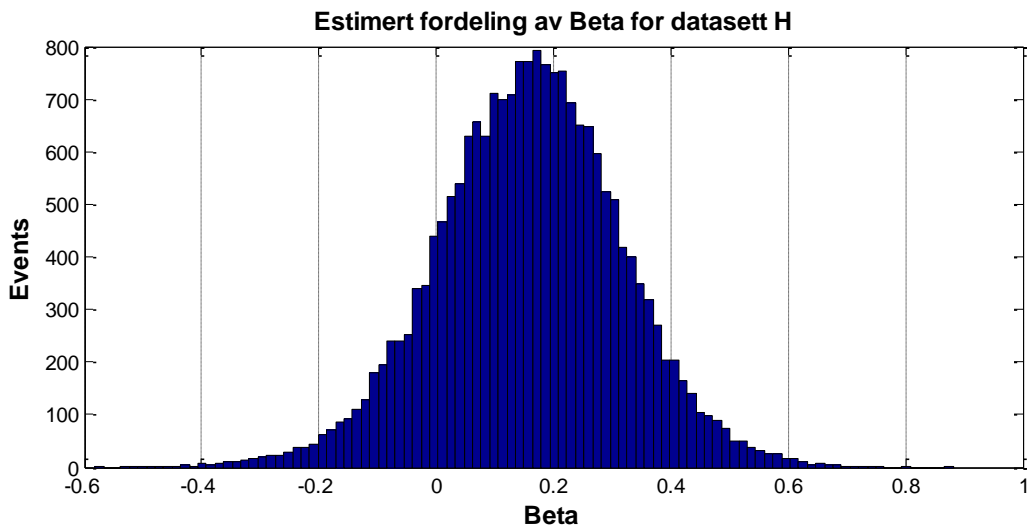


Figur 5-50: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett H.

Figur 5-51 viser hvordan feilmarginen er for ligningene i Tabell 5-15 ved ulike avstander. Modell nr. 5 skiller seg ut ved at den treffer bedre på de korte avstandene enn ligningene for de andre modellene. Dette skyldes nok en mye større  $\alpha_2$  i denne ligningen. Legg merke til at avstandene ligger på mellom 3 – 17 meter.



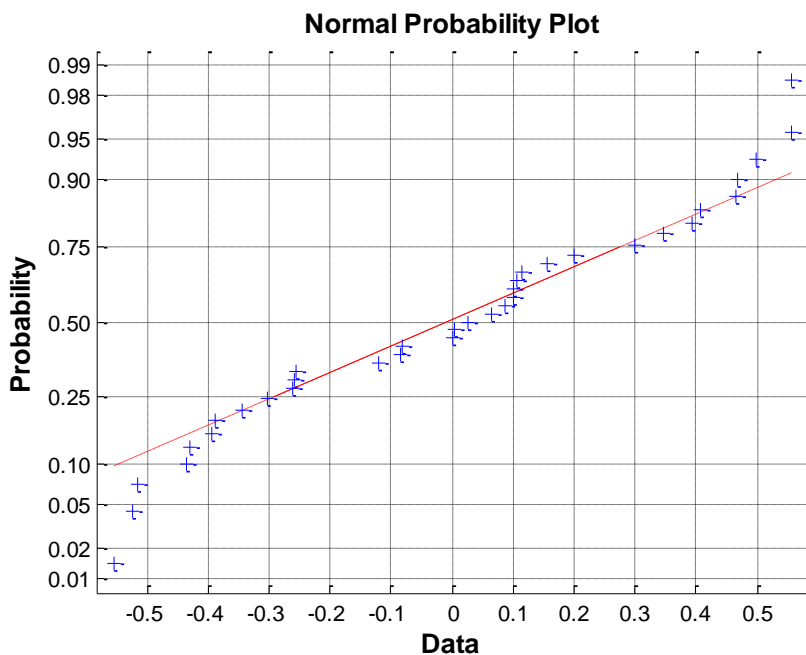
Figur 5-51: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett H.



Figur 5-52: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett H.

### 5.8.2 Fordeling av residualverdier

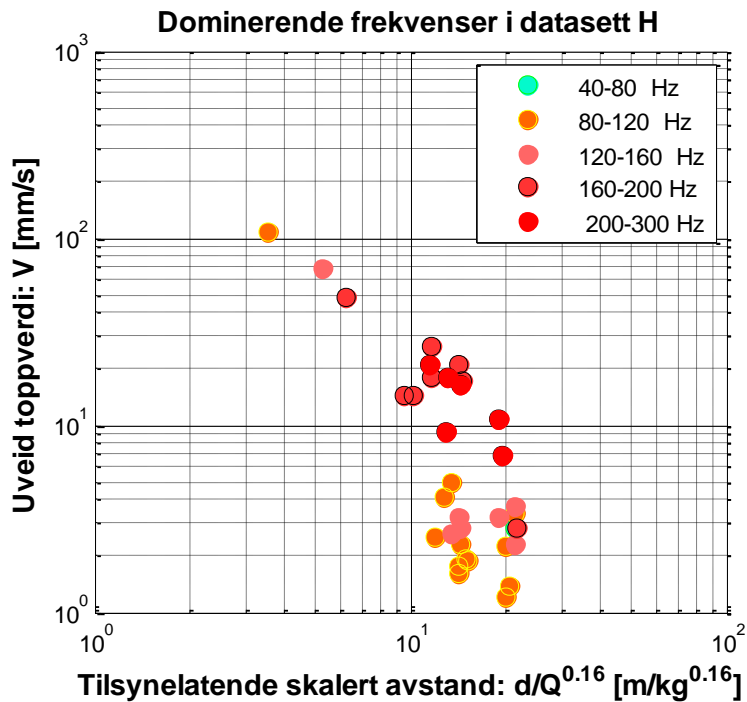
Lillietest i Matlab<sup>®</sup> konkluderte med at residualverdiene til ligningen fra modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillietesten returnerte verdien null. Figur 5-53 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett H. Verdiene ligger stort sett på normallinjen. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt.



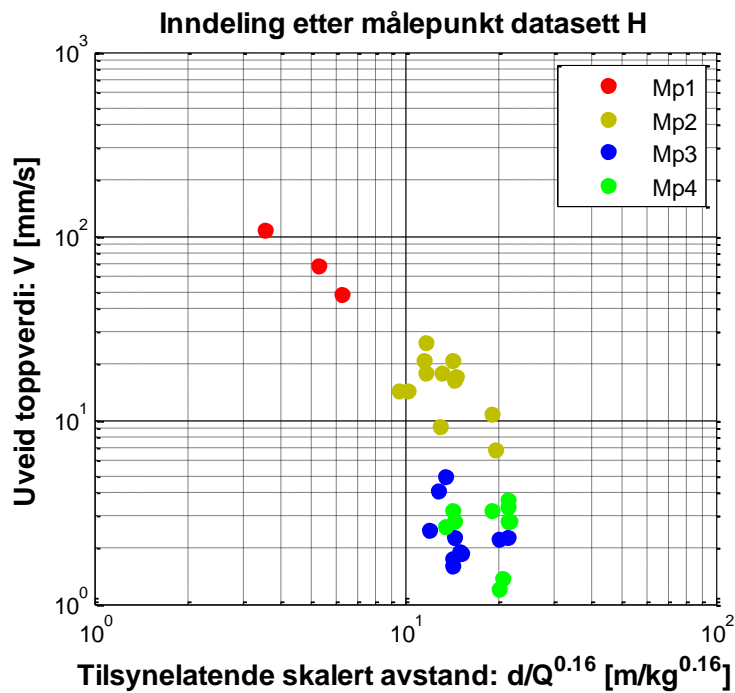
Figur 5-53: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier fra uveide toppverdier. Datasett H.

### 5.8.3 Effekt av frekvensveiling

Figur 5-54 viser de uveide toppverdien i prosjekt H fargekodet etter frekvensinnhold. Generelt inneholder toppverdiene stort sett høye frekvenser. Sammenlignes dette med Figur 5-55 sees det at hvert målepunkt grupperes forskjellig i plottet. Denne grupperingen passer godt med grupperingen av ulike frekvenser hvor spesielt målepunkt 2 inneholder høyere frekvenser enn de andre målepunktene.

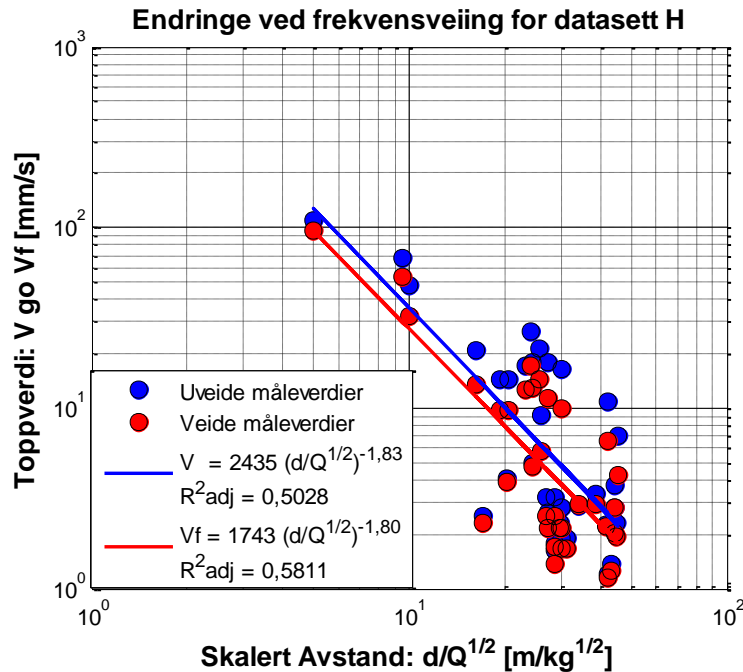


Figur 5-54: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett H.



Figur 5-55: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett H.

Figur 5-56 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett H ved bruk av ligningen fra modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand sees det at  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Ulikt de andre prosjektene viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har mindre grad av spredning.



Figur 5-56: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett H.

Tabell 5-16 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre etter frekvensveiling med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for ligningen fra modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-49 for ligningen fra modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen minker i form av høyere  $R^2_{adj}$  og mye lavere standardavvik. Den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  har en noe høyere verdi etter frekvensveiling

Tabell 5-16: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett H.

| Modell | (35 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                     | Standardavvik/spredning |              |
|--------|--|-------------------------|--------------|
| Nr 4.  | $v_f = 1743 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,80}$ | $R^2_{adj} = 0,5811$    | $S = 0,2941$ |
| Nr 5.  | $v_f = 1649 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,22}}\right)^{-2,13}$ | $R^2_{adj} = 0,6006$    | $S = 0,2986$ |

## 5.9 Data I (151 datapunkter)

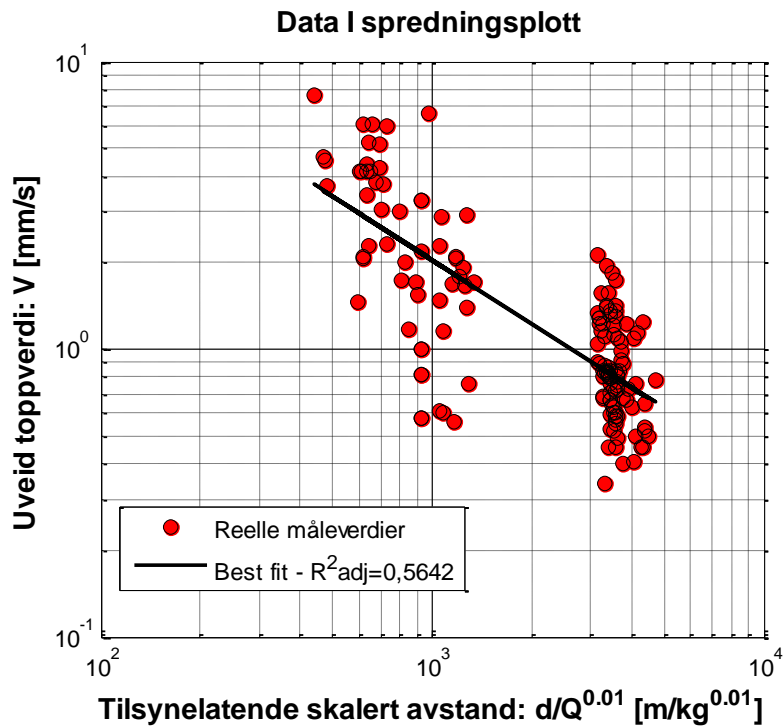
### 5.9.1 Test av formler for uveide toppverdier

Tabell 5-17 viser regresjonsresultatene for datasett I. Modell nr. 5 fremstår som den beste ligningen for dette datasettet med en  $R^2_{\text{adj}} = 0,5642$ . Modell nr. 4 gir imidlertid lavere standardavvik med  $S = 0,2053$ . De andre ligningene gir en dramatisk reduksjon i  $R^2_{\text{adj}}$ . En mulig årsak til dette kan sees i den tilsynelatende skaleringsformel nr. 5. Her viser skaleringsformelen en tilnærmet uavhengighet av ladning med  $\beta$  tilnærmet lik 0. Den gode  $R^2_{\text{adj}}$  til modell nr. 4 skyldes derfor bedre korrelasjon med avstandsmålingene i datasettet, mens ladningsdataene ikke ser ut til å passe inn. Fra Tabell 3-1 sees det at variasjonsbredden i ladningsdataene er liten med stort sett 1000 kg. I ligningene fra modell nr. 1 – 3 sees det følgelig at blant annet økende vektlegging av ladning fører til at  $R^2_{\text{adj}}$  reduseres. Modell nr. 1 – 3 viser  $R^2 = \text{NaN}$ . Dette kommer av at SSE er større enn SST, noe som betyr at denne modellen tilfører mer feil enn det i utgangspunktet bør være og at regresjonen ikke gir noe fornuftig resultat.

Tabell 5-17: Regresjonsresultater for uveide toppverdier. Datasett I.

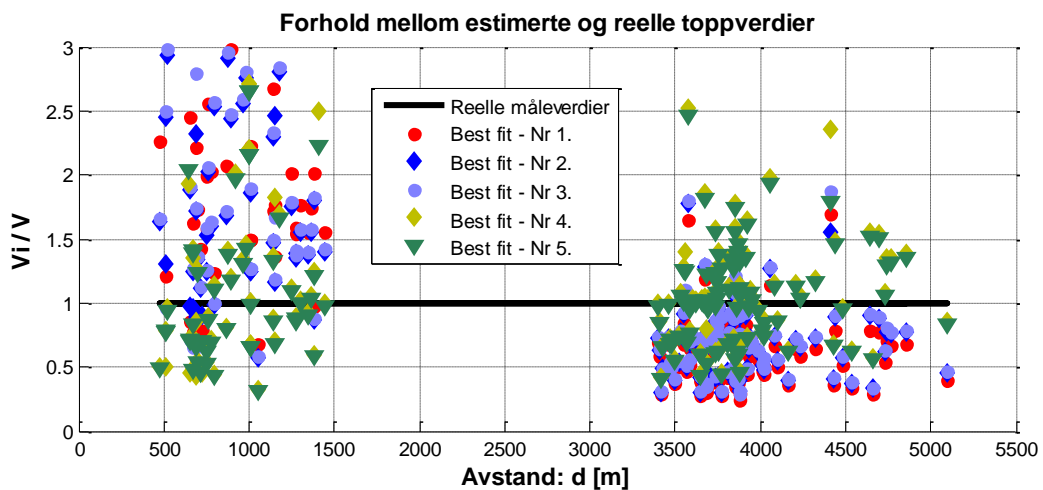
| Modell | (151 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                 | Standardavvik/spredning |                                 |
|--------|---|-------------------------|---------------------------------|
| Nr. 1  | $v = 4126 \cdot \left(\frac{d}{Q^{1/3}}\right)^{-1,5}$  | $S = 0,3137$            | $R^2_{\text{adj}} = \text{NaN}$ |
| Nr. 2  | $v = 2475 \cdot \frac{Q^{0,8}}{d^{\beta_i}}$            | $S = 0,3653$            | $R^2_{\text{adj}} = \text{NaN}$ |
| Nr. 3  | $v = 745 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-1,5}$  | $S = 0,3170$            | $R^2_{\text{adj}} = \text{NaN}$ |
| Nr. 4  | $v = 28 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-0,74}$  | $S = 0,2046$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5405$     |
| Nr. 5  | $v = 330 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,01}}\right)^{-0,73}$ | $S = 0,2053$            | $R^2_{\text{adj}} = 0,5642$     |

Figur 5-59 viser den estimerte fordelingen til den tilsynelatende  $\beta$  gitt av modell nr. 5. Figuren indikerer at den beste skaleringsformelen for dette datasettet mest sannsynlig ligger innenfor et område sentrert rundt null. Histogrammet utelukker imidlertid ikke "cube root" skaleringsformelen helt. Tabell 5-17 viser likevel at ligningen fra modell nr. 1 har  $R^2_{\text{adj}} = \text{NaN}$ . Dette skyldes nok at  $\alpha$  er for stor og at en lavere  $\alpha$  vil ha stor betydning for hvor godt regresjonen passer, slik som vises i modell nr. 4. Spredningsplottet gitt av den tilsynelatende skaleringsformelen sees i Figur 5-57.

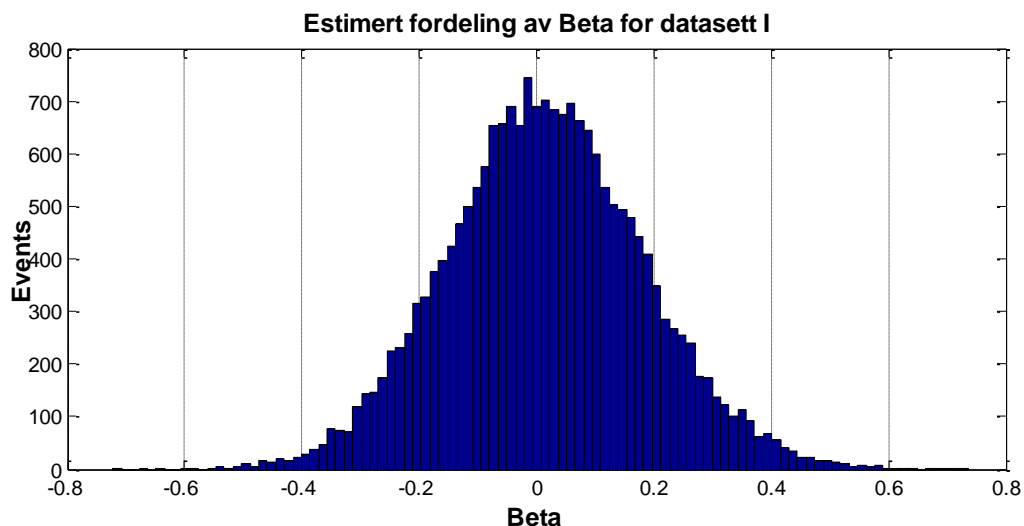


Figur 5-57: "Best-fit" kurvetilpasning for modell nr. 5. Datasett I.

Figur 5-58 viser hvordan ligningene i Tabell 5-17 treffer de reelle måleverdiene ved ulike avstander. Legg merke til at avstandene er større enn for de andre prosjektene med  $d$  mellom 500 og 5100 meter. Modell nr. 5 skiller seg ut ved at den treffer bedre generelt, men spesielt på de lange avstandene. Dette skyldes nok en mye lavere  $\alpha_2$  i denne ligningen.



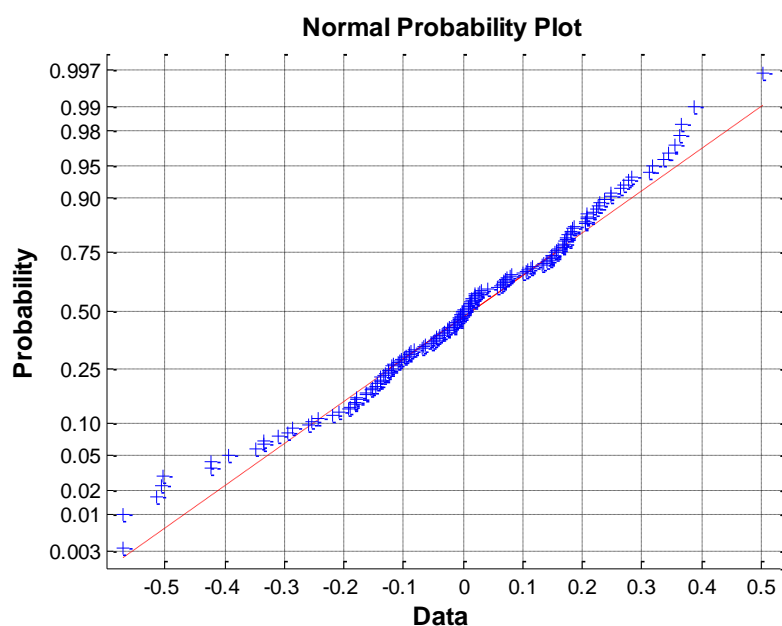
Figur 5-58: Estimerte, uveide toppverdier ( $V_i$ ) som andel av de reelle, uveide toppverdiene ( $V$ ). Datasett I.



Figur 5-59: Sannsynlig fordeling av  $\beta$ . Datasett I.

### 5.9.2 Fordeling av residualverdier

Lillietest i Matlab<sup>®</sup> konkluderte med at residualverdiene til ligningen fra modell nr. 5 kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Det vil si at Lillietesten returnerte verdien null. Figur 5-60 viser Q-Q plottet for logaritmiske residualverdier fra datasett I. Verdiene ligger stort sett på normallinjen, dog med noe krumning i øvre og nedre del. Med bakgrunn i Q-Q plottet og Lillietesten kan det argumenteres for at residualverdiene fra modell nr. 5 er tilnærmet log-normalfordelt.

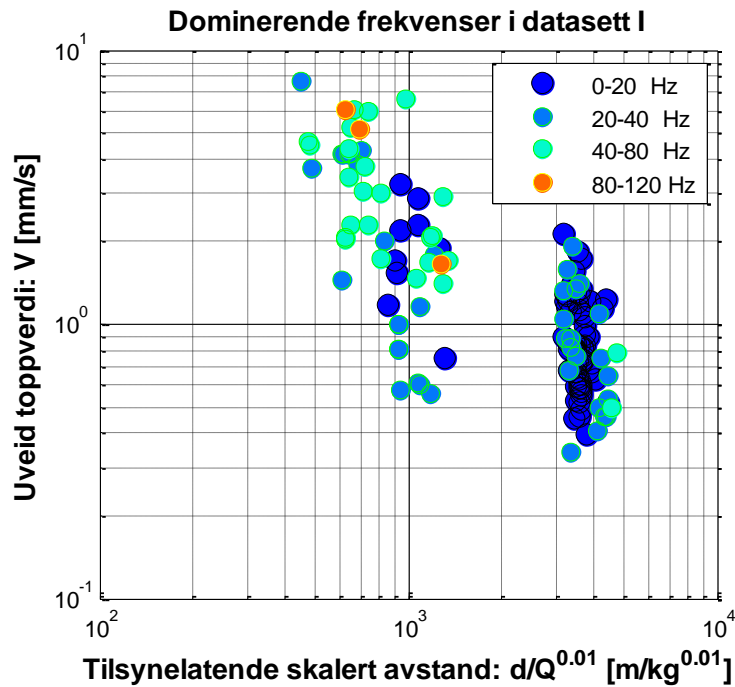


Figur 5-60: Q-Q plott av logaritmiske residualverdier. Datasett I.

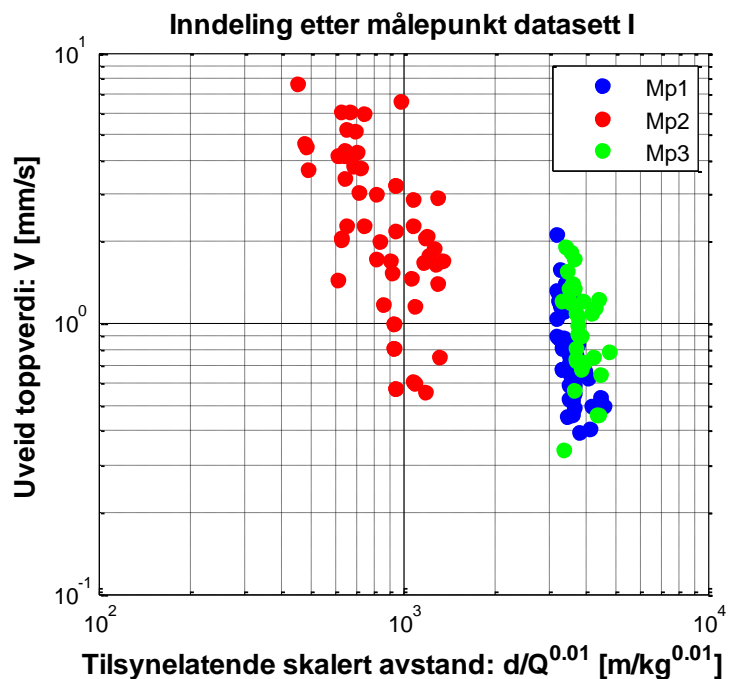


### 5.9.3 Effekt av frekvensveiing

Figur 5-61 viser de uveide toppverdien i prosjekt I fargekodet etter frekvensinnhold. Samtidig som plottet viser at avstander over 500 meter generelt er dominert av lave frekvenser sees det også de dominerende frekvensene avtar med økende skalert avstand. Fra Figur 5-62 sees det at de noe høyere frekvensene til venstre i plottet alle stammer fra målepunkt 2 som har registrert vibrasjoner over kortere avstander enn målepunkt 1 og 3.

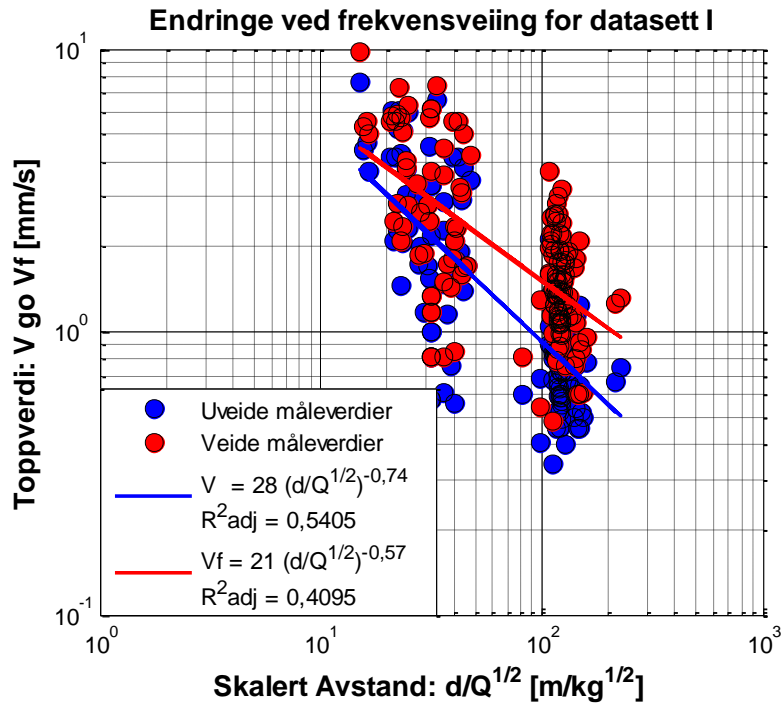


Figur 5-61: Dominerende frekvensinnhold i uveide toppverdier. Datasett I.



Figur 5-62: Toppverdier inndelt etter målepunktene. Datasett I.

Figur 5-63 viser den resulterende endringen som følge av frekvensveiling for datasett I ved bruk av modell nr. 4. Ved en "square root" skalert avstand sees det at  $K_1$  og  $\alpha_1$  reduseres som følge av at regresjonslinjen har en noe slakere helning for de frekvensveide toppverdiene. Samtidig viser  $R^2_{adj}$  at de frekvensveide toppverdiene har større grad av spredning.



Figur 5-63: Uveide og veide toppverdier plottet mot "square root" skalert avstand. Datasett I.

Tabell 5-18 viser resultatene fra regresjonsanalysene utført for ligningene fra modell nr. 4 og nr. 5. Modell nr. 5 tilpasses dataene bedre etter frekvensveiling med høyest  $R^2_{adj}$ . Tabellen viser samme trend for ligningen fra modell nr. 5 som illustrert i Figur 5-63 for ligningen fra modell nr. 4.  $K_2$  og  $\alpha_2$  reduseres samtidig som spredningen øker i form av lavere  $R^2_{adj}$  og større standardavvik. Den tilsynelatende skaleringen  $\beta$  har en noe høyere verdi etter frekvensveiling

Tabell 5-18: Regresjonsresultater for frekvensveide toppverdier. Datasett I.

| Modell | (151 datapunkter)<br>"best-fit" ligning                   | Standardavvik/spredning |              |
|--------|---|-------------------------|--------------|
| Nr. 4  | $v_f = 21 \cdot \left(\frac{d}{\sqrt{Q}}\right)^{-0,57}$  | $R^2_{adj} = 0,4095$    | $S = 0,2073$ |
| Nr. 5  | $v_f = 181 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,06}}\right)^{-0,57}$ | $R^2_{adj} = 0,4316$    | $S = 0,2080$ |

## 5.10 Oppsummering

Med bakgrunn i sammenligning av  $R^2_{adj}$ -verdiene til de ulike formlene er det tydelig at regresjonsresultatene for prosjektene, dog med unntak av prosjekt B og E, tilsier at modell nr. 5 gir best regresjonsresultat. Til tross for dette gir modell nr. 4 lavere standardavvik for alle prosjektene, med unntak av for datasett E. Tabell 5-19 viser regresjonsresultatene til ligningene fra modell nr. 5 fra uveide toppverdier for prosjektene A – I.

Med tanke på hvilken skalering som er best sees det av tabellen at det er det store forskjeller imellom  $\beta$  i de tilsynelatende skalerte avstandene. Dermed er det uklart hvilken skalering som er mest gunstig og det kan stilles spørsmål ved om en skalering er gunstig i det hele tatt.

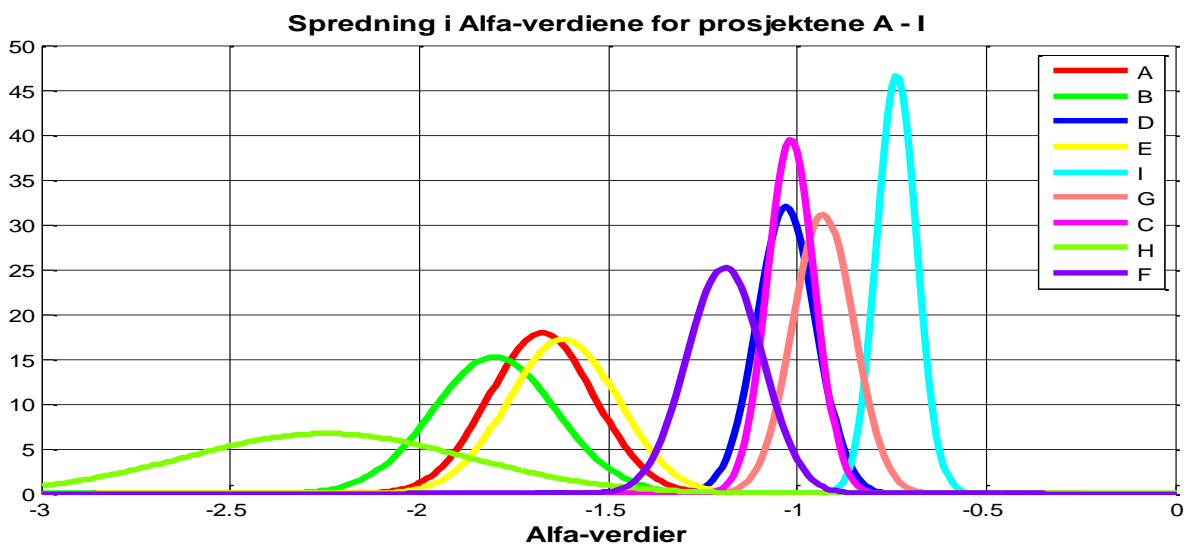
**Tabell 5-19: Regresjonsresultat for modell nr. 5 for uveide toppverdier for prosjekt A – I.**

| Datasett | Modell nr. 5                               | Tilsynelatende skalering                                 | Spredning/standardavvik           |
|----------|--|--|-----------------------------------|
| A        | $v = 654 \cdot \frac{Q^{1,22}}{d^{1,67}}$  | $v = 654 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,72}}\right)^{-1,67}$  | $R^2_{adj} = 0,8444$ $S = 0,1606$ |
| B        | $v = 1350 \cdot \frac{Q^{1,10}}{d^{1,80}}$ | $v = 1350 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,61}}\right)^{-1,80}$ | $R^2_{adj} = 0,8684$ $S = 0,1645$ |
| C        | $v = 220 \cdot \frac{Q^{0,03}}{d^{1,02}}$  | $v = 220 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,03}}\right)^{-1,02}$  | $R^2_{adj} = 0,8624$ $S = 0,1937$ |
| D        | $v = 152 \cdot \frac{Q^{0,57}}{d^{1,01}}$  | $v = 152 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,56}}\right)^{-1,01}$  | $R^2_{adj} = 0,3243$ $S = 0,1866$ |
| E        | $v = 1568 \cdot \frac{Q^{0,87}}{d^{1,62}}$ | $v = 1568 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,54}}\right)^{-1,62}$ | $R^2_{adj} = 0,7216$ $S = 0,3180$ |
| F        | $v = 302 \cdot \frac{Q^{0,37}}{d^{1,19}}$  | $v = 302 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,31}}\right)^{-1,19}$  | $R^2_{adj} = 0,7405$ $S = 0,1523$ |
| G        | $v = 148 \cdot \frac{Q^{0,35}}{d^{0,93}}$  | $v = 148 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,38}}\right)^{-0,93}$  | $R^2_{adj} = 0,5376$ $S = 0,2378$ |
| H        | $v = 2269 \cdot \frac{Q^{0,36}}{d^{2,25}}$ | $v = 2269 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,16}}\right)^{-2,25}$ | $R^2_{adj} = 0,6755$ $S = 0,3500$ |
| I        | $v = 330 \cdot \frac{Q^{0,01}}{d^{0,73}}$  | $v = 330 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,01}}\right)^{-0,73}$  | $R^2_{adj} = 0,6254$ $S = 0,2053$ |

Datasettene disse beregningene er basert på inneholder forskjellig grad av usikkerhet og slike regresjonsberegninger som er foretatt for ligningene i Tabell 5-19 er sterkt avhengig av mengden observasjoner datasettene inneholder samt variasjonsbredden i disse observasjonene. Mengden observasjoner i datasettene varierer fra 24 til 481.

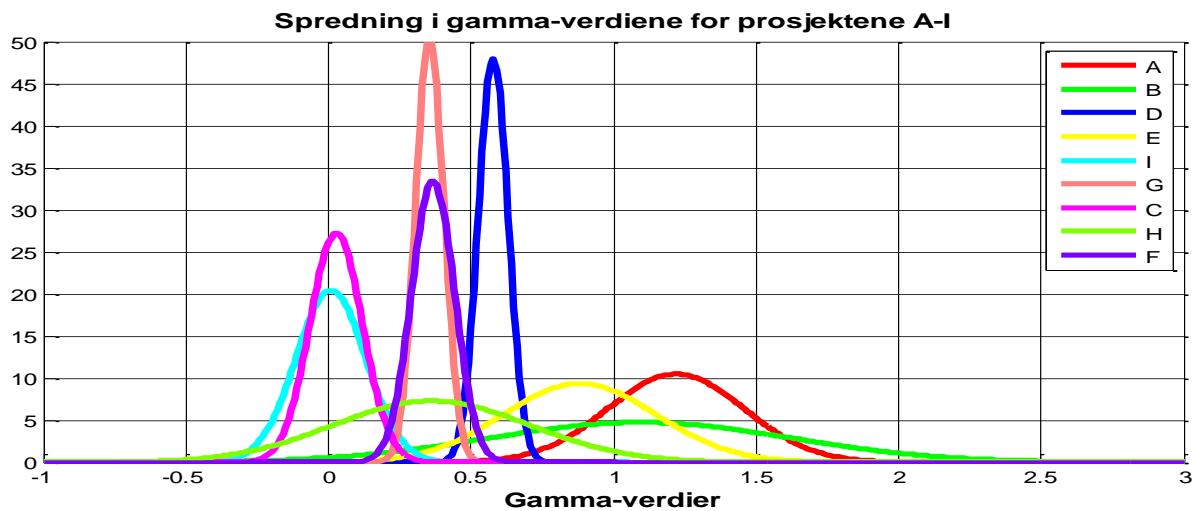
I Figur 5-64 er betydningen av dette illustrert for dempningskonstanten  $\alpha_2$ . Figuren viser normalfordelingene til de beregnede  $\alpha_2$  i Tabell 5-19 (beregnet etter ligning [5.11]). Grafene tolkes slik at jo "spissere" toppen til normalfordelingen er, jo mindre er usikkerheten og dermed sikrere er det at den  $\alpha_2$  som er gitt i formlene er den beste løsningen. Fra figuren sees det at i datasettet til prosjekt I er sannsynligheten stor for at  $\alpha_2$  er 0,73. Mens  $\alpha_2$  til prosjekt H inneholder stor grad av usikkerhet, noe som sees i den "flate" fordelingsgrafene. For prosjekt H vil dette i praksis si at en  $\alpha_2$  på 2 eller 2,5 vil kunne være vel så riktig som 2,25.

Figur 5-64 viser også i hvilken grad datasettene oppfører seg "likt". De grafene som overlapper hverandre mye arealmessig kan sies å ha samme oppførsel, spesielt hvis grafene er bratte. Fra figuren sees det at prosjektene D og C kan sies og oppfører seg likt, samt prosjektene A og E. Hvis grafene derimot ikke overlapper hverandre er dette et tydelig tegn på at datasettene oppfører seg forskjellig. Prosjekt H og I har derfor helt tydelig ulik  $\alpha_2$  som beste løsning.



Figur 5-64: Estimert fordeling av  $\alpha_2$  fra ligning nr. 5 for uveide toppverdier for prosjektene A – I.

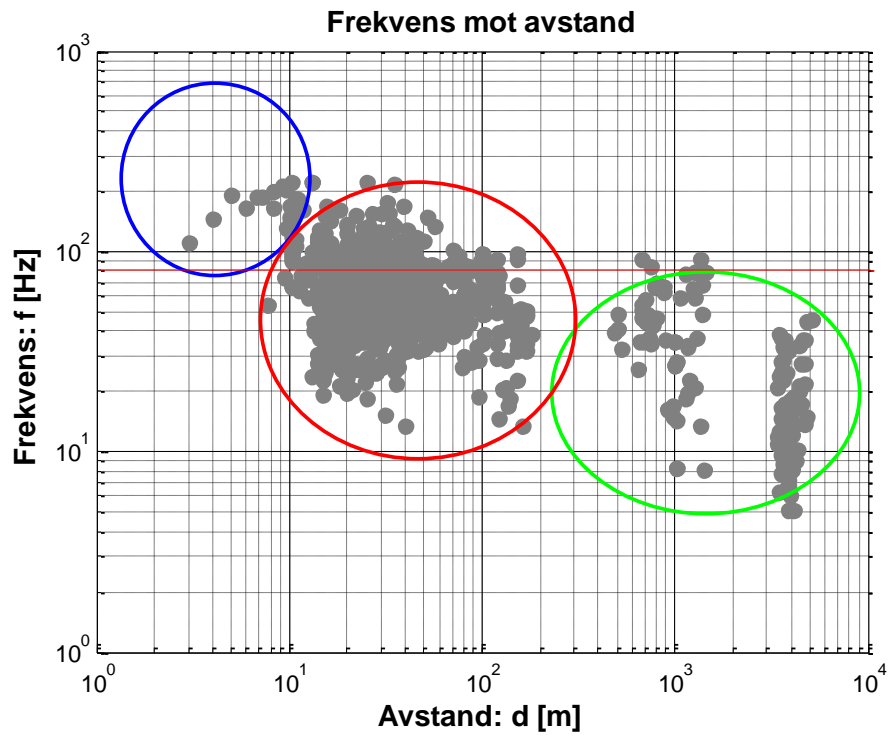
Figur 5-65 illustrer usikkerheten til  $\gamma$  i ligningene i Tabell 5-19. De flate grafene viser at  $\gamma$  for datasettene til A, B, E og H inneholder stor usikkerhet, mens  $\gamma$  til datasettene til D, I, G, C og F har relativt liten usikkerhet. De estimerte fordelingene til  $\beta$  presentert tidligere er i prinsippet beregnet ut fra disse to figurene (Figur 5-64 og Figur 5-65).



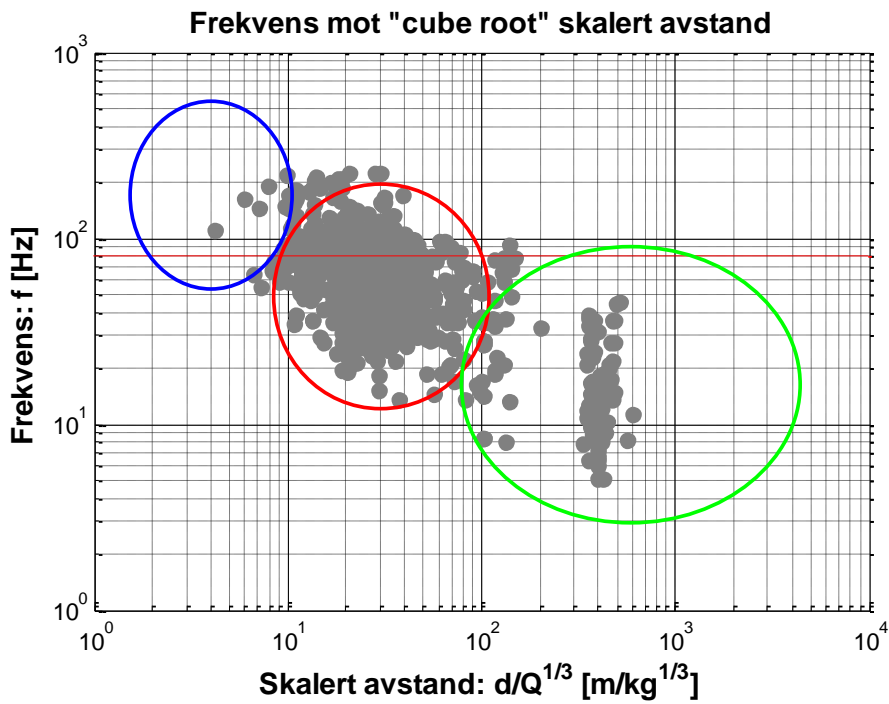
Figur 5-65: Estimert fordeling av  $\gamma$  fra ligning nr. 5 for uveide toppverdiene for prosjektene A – I.

Et viktig poeng er imidlertid verdt å merke seg. Selv om Figur 5-64 og Figur 5-65 kan vise at det er stor sannsynlighet for at de beregnede konstantene er de beste konstantene, vil ikke dette nødvendigvis ha noen betydning for om ligningen er god. Et eksempel på dette kan være prosjekt D hvor begge konstantene  $\alpha_2$  og  $\gamma$  har liten spredning, men den lave  $R^2_{adj}$  til ligningen viser at ligningen passer dårlig med de observerte måleverdiene.

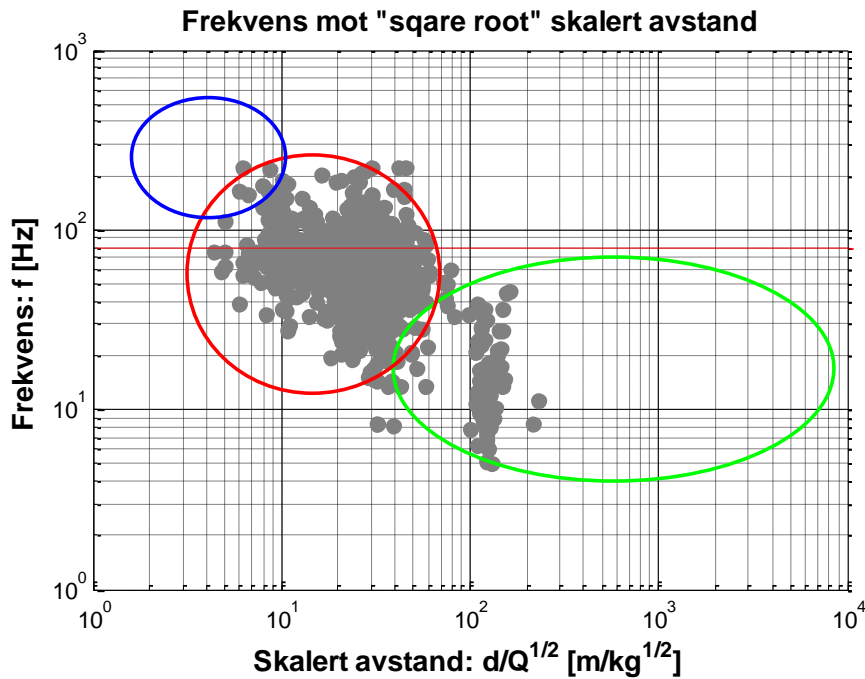
Med utgangspunkt i  $R^2_{adj}$  viser regresjonen at frekvensveiling fører til økende grad av spredningen med unntak datasett H. Dette har sammenheng med hvilke frekvenser toppverdiene domineres av. Figur 5-66, Figur 5-67 og Figur 5-68 viser de dominerende frekvensene fra datasettene A – I plottet mot henholdsvis uskalert avstand, "cube root" og "square root" skalert avstand. Den røde linjen indikerer 80 Hz. Figurene viser at det ikke er noen klar trend for hvilken frekvens som dominerer en gitt avstand eller skalert avstand, men det er tydelig at frekvensene generelt blir lavere mot økende avstand og økende skalert avstand. I figurene er det forsøkt indikert områder hvor ulike frekvenser ser ut til å opptre basert på hvordan de påvirker toppverdiene ved filtrering. Blått område viser frekvenser over 80 Hz mens grønt område viser frekvenser under 80 Hz. De fleste dataene havner imidlertid i rødt område hvor det er vanskelig å skille frekvenser utelukkende basert på avstand ( $d$ ) og samvirkende ladning ( $Q$ ).



Figur 5-66: Dominerende frekvenser mot avstand for prosjektene A – I.



Figur 5-67: Dominerende frekvenser mot "cube root" skalert avstand for prosjektene A – I.



Figur 5-68: Dominerende frekvenser mot "square root" skalert avstand for prosjektene A – I.

Regresjonsresultatene for frekvensveide toppverdier indikerer at den beste ligningen basert på resultatene av  $R^2_{adj}$  tilfaller modell nr. 5, dog med unntak av datasett B. Likevel har modell nr. 4 lavere standardavvik. Standardavvikene påvirkes noe ulikt av frekvensveiingen og datasett B, C og H har lavere eller uendrede standardavvik som følge av nettopp dette.

En sammenfatning av regresjonsresultatene for frekvensveide toppverdier fra modell nr. 5 sees i Tabell 5-20. I forhold til regresjonsresultatene for uveide toppverdier kan følgende endringer bemerkes:

- $R^2_{adj}$  minker for samtlige datasett med unntak av H
- Standardavviket økes for alle datasett med unntak av B, C og H
- $K_1$ ,  $K_2$ ,  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  reduseres for samtlige datasett med unntak av D
- $\gamma$  reduseres for datasettene A, B, D og F og økes for datasettene C, E, G, H og I
- $\beta$  økes for alle datasettene med unntak av D.

Tabell 5-20: Regresjonsresultat for modell nr. 5 for frekvensveide toppverdier for prosjekt A – I.

| Datasett | Modell nr. 5                                 | Tilsynelatende skalering                                   | Spredning/standardavvik     |              |
|----------|--|--|-----------------------------|--------------|
| A        | $v_f = 313 \cdot \frac{Q^{1,12}}{d^{1,40}}$  | $v_f = 313 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,80}}\right)^{-1,40}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,7818$ | $S = 0,1626$ |
| B        | $v_f = 427 \cdot \frac{Q^{1,09}}{d^{1,37}}$  | $v_f = 427 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,80}}\right)^{-1,37}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,8390$ | $S = 0,1339$ |
| C        | $v_f = 125 \cdot \frac{Q^{0,04}}{d^{0,84}}$  | $v_f = 125 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,05}}\right)^{-0,84}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,7946$ | $S = 0,1937$ |
| D        | $v_f = 193 \cdot \frac{Q^{0,56}}{d^{1,06}}$  | $v_f = 193 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,53}}\right)^{-1,06}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,3104$ | $S = 0,2062$ |
| E        | $v_f = 1464 \cdot \frac{Q^{0,93}}{d^{1,58}}$ | $v_f = 1464 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,59}}\right)^{-1,58}$ | $R^2_{\text{adj}} = 0,6918$ | $S = 0,3330$ |
| F        | $v_f = 196 \cdot \frac{Q^{0,36}}{d^{1,05}}$  | $v_f = 196 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,30}}\right)^{-1,05}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,6750$ | $S = 0,1602$ |
| G        | $v_f = 110 \cdot \frac{Q^{0,37}}{d^{0,84}}$  | $v_f = 110 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,43}}\right)^{-0,84}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,5168$ | $S = 0,2383$ |
| H        | $v_f = 1649 \cdot \frac{Q^{0,46}}{d^{2,13}}$ | $v_f = 1649 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,22}}\right)^{-2,13}$ | $R^2_{\text{adj}} = 0,7276$ | $S = 0,2986$ |
| I        | $v_f = 181 \cdot \frac{Q^{0,03}}{d^{0,57}}$  | $v_f = 181 \cdot \left(\frac{d}{Q^{0,06}}\right)^{-0,57}$  | $R^2_{\text{adj}} = 0,4911$ | $S = 0,2080$ |



## 6 Diskusjon

### 6.1 Drøfting av resultater

#### 6.1.1 Uveide toppverdier

Regresjonsresultatene for de uveide toppverdiene viser at det trolig er flere faktorer, utover ladningsmengde og avstand, som spiller inn på oppførselen til sprengningsinduserte vibrasjoner, noe spredningen i kurvetilpassningene er gode bevis på. At formlene som vurderes i denne masteroppgaven innehar stor usikkerhet er på ingen måte noen nyhet. Og stor usikkerhet er ikke ensbetydende med at formlene er unyttige. Resultatene viser tross alt at det er en klar sammenheng mellom toppverdi, avstand og samvirkende ladning.

Spredningen kan skyldes flere faktorer og det poengteres at regresjonsanalysen som presenteres i for eksempel Tabell 5-19 er utført på alle måleverdiene fra det respektive prosjektet uavhengig av hvilket målepunkt de kommer fra. Forskjellige målepunkt vil selvfølgelig kunne ha ulike geologiske forhold, noe som vil kunne ha betydelig innvirkning på vibrasjonene. Gjengedal (2012) poengterte imidlertid at en inndeling etter målepunkt ikke nødvendigvis fører til mindre spredning, siden salvene også endrer plassering og dermed endrer de geologiske forholdene som følge av dette. Regresjonen er derfor på ingen måte feil, men kan sies å ta utgangspunkt i at alle målepunktene har noen lunde like geologiske forhold innenfor samme prosjekt. Når dette er sagt sees det at resultatene generelt gir uttrykk for at økende antall målepunkter fører til økende grad av spredning i form av lavere  $R^2_{adj}$ . Det er derfor grunn til å tro at det er ugunstig og alltid bruke én ligning for alle målepunkt innenfor samme prosjekt hvis det er åpenbare geologiske forskjeller fra ett målepunkt til et annet. Eksempelvis gir Figur 5-34 fra datasett E uttrykk for at målepunkt 1 kan ha bedre overføringsforhold enn målepunkt 7 ved at toppverdiene alltid er større for målepunkt 1 uavhengig av skalert avstand. Og det kan diskuteres hvorvidt målepunkt 3 bør sammenlignes med målepunkt 1 og 2 i datasett I når det er så store avstandsforskjeller mellom dem.

Regresjonsresultatene uttrykker vesentlige forskjeller imellom de ulike formlene og deres evne til å beskrive sprengningsinduserte vibrasjoner. Basert på  $R^2_{adj}$  kan det argumenteres for at spesielt ligningene for modellene nr. 1 – 3 fungerer dårlig for dette formålet annet enn i spesielle tilfeller. Den høyeste  $R^2_{adj}$  følger nesten utelukkende ligning for modell nr. 5, noe som indikerer at en kurvetilpassning uten bruk av skalert avstand resulterer i mindre spredning enn om skalerte avstander blir brukt. Dette kan dermed tyde på at modell nr. 5 er den beste løsningen. Påstandene til Hunt et al. (2002) og Wetherelt et al. (2003), som begge konkluderte med det samme, ser i så måte ut til å stemme godt overens også for disse resultatene.

Walpole et al. (2007) poengterer imidlertid følgende vedrørende bruken av  $R^2$  "One should not subscribe to a model selection process that solely involves the consideration of  $R^2$ ". Dette

kommer av at økende grad av frihet ved regresjon automatisk kan føre til en økning i  $R^2$ . Modell nr. 5 har, som nevnt i kapittel 4.1, 3 frihetsgrader, mens modell nr. 4 har 2 og modellene nr. 1 – 3 bare har én frihetsgrad. Den tilpassede  $R^2_{adj}$  som er presentert for regresjonene i denne oppgaven skal likevel ta høyde for dette. Derfor er det overraskende at de estimerte standardavvikene konsekvent er lavest for ligningene fra modell nr. 4. Med forankring i utsagnet til Walpole et al. (2007), gir derfor ikke resultatene åpenbart fordel til verken modell nr. 5 eller modell nr. 4 med tanke på spredning.

Spredning er for øvrig et begrep som kan være vanskelig å forklare, men standardavviket og  $R^2_{adj}$  kan sies å beskrive spredning på forskjellige måter. Følgende eksempel kan være illustrativt i den sammenheng. I datasett E gir ligningen fra modell nr. 5 en  $R^2_{adj} = 0,6693$  noe som i utgangspunktet ikke fremstår som lavt i forhold til mange av de andre prosjektene. Standardavviket  $S = 0,3180$  er derimot relativt høyt og det er dette som gjenspeiles i Figur 5-30 hvor de estimerte toppverdiene svært ofte viser mer enn 100 % avvik. I datasett D gir ligningen fra modell nr. 5 derimot en  $R^2_{adj} = 0,2749$  som er den klart dårligste verdien av alle prosjektene. Det tilhørende standardavviket  $S = 0,1866$  gir likevel ikke uttrykk for den samme spredningen. Figur 5-23 viser at det er relativt få estimerte toppverdier som har mer enn 100 % avvik. Fra dette virker det derfor som om avvikene har en klarer sammenheng med standardavviket enn med  $R^2_{adj}$ . Den økte frihetsgraden modell nr. 5 får, som følge av at dataene ikke skaleres, fører til at det estimerte standardavviket øker. Dermed vil en modell basert på en form for skalering tilsvarende modell nr. 4 kunne være en vel så god løsning i praksis.

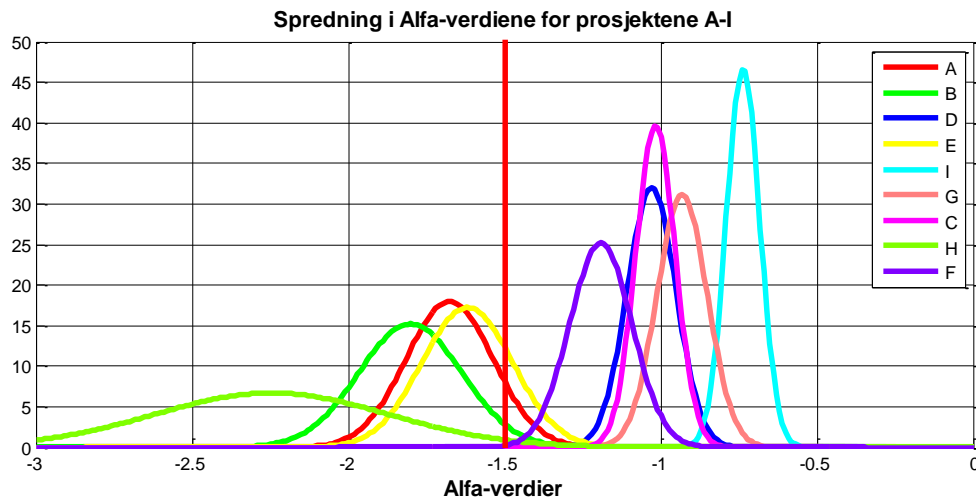
Grunnen til at modell nr. 4 ikke kan sies å være en åpenbar løsning kommer av at denne ligningen er basert på en skalering med  $\beta=1/2$ . Resultatene for modell nr. 5 viser imidlertid at denne skaleringen ikke alltid er den beste. Hvis valget står mellom de to skaleringene som er vurdert i denne oppgaven viser Tabell 5-19 at de tilsynelatende skaleringene gitt av modell nr. 5 gjør at prosjektene A, B, D og E vil passe best med en "square root scaled distance" hvor skaleringsfaktor  $\beta = 1/2$ . Prosjektene C, F, G, H og I passer imidlertid best med "cube root scaled distance" hvor skaleringsfaktoren  $\beta = 1/3$ . Dette gjenspeiles i hvordan ligningene fra modell nr. 1 og modell nr. 3 tilpasses de ulike datasettene.

I resultatene er det presentert diverse usikkerhetsanalyser for de ulike komponentene i ligningen fra modell nr. 5 som ansees relevant for hvilken skalering som er mest gunstig, nemlig  $\alpha_2$  og  $\gamma$ . Ulike egenskaper tilhørende disse parameterne kan være av betydning for hvilken skalering som fungerer best.

#### **6.1.1.1 Drøfting av dempningskonstanten $\alpha_2$ fra modell nr. 5**

Det er opplagt at en fastsatt  $\alpha$ , uansett hvilken verdi dette skulle vært, er en dårlig løsning for det formål å forutsi sprengningsinduserte vibrasjoner. Hovedårsaken til dette sees i Figur 6-1 hvor de estimerte spredningsplottene for  $\alpha_2$  til prosjektene er plottet sammen med den foreslåtte  $\alpha = -1,5$  fra modellene nr. 1 og nr. 3, her vist med rød strek. Fra figuren sees det at kun datasettene tilhørende prosjekt A og E har grafer som overlapper med  $-1,5$  linjen i

nevneverdig grad. Det er i det hele tatt liten overlapping mellom grafer; en klar indikasjon på at datasettene oppfører seg forskjellig. Fra et statistisk synspunkt vil dermed en ligning med én fastsatt  $\alpha$  være upålitelig i de fleste tilfeller, noe regresjonsresultatene bekrefter for ligningene fra modellene nr. 1 og nr. 3.



Figur 6-1: Estimert fordeling av  $\alpha_2$  for uveide toppverdier for prosjektene A – I.  $\alpha = -1.5$  er fremhevet i rødt.

ISEE (1998) har poengtert dette og hevder at  $\alpha$  er avhengig av hvilken seismisk bølgetype vibrasjonssignalene domineres av. Volumbølger vil typisk gi høyere  $\alpha$  enn grenseflatebølger, siden volumbølger dempes raskere. Dette virker som en fornuftig forklaring og kan på mange måter forsvares også for prosjektene som er analysert i denne oppgaven gitt noen antakelser. Følgende eksempler kan være illustrerende i så måte.

Gitt antakelsen om at volumbølger oftest dominerer der hvor det de høye frekvensene dominerer og grenseflatebølger oftest dominerer der hvor de lave frekvensene dominerer, kan dette forklare noe om hvorfor  $\alpha$  er så forskjellig i Figur 6-1. De største forskjellene kommer fram hos prosjektene H og I, og de kan illustrere dette godt. Disse to prosjektene ligger på hver sin ende av avstandsskalaen og representerer to vidt forskjellige scenarier. I kapittel 4 er det nevnt at H er et prosjekt hvor avstandene er små samtidig som geologien kan karakteriseres som en massiv granittisk gneis. Dette er forhold som resulterer i at høye frekvenser dominerer, noe som sees i Figur 5-54. Erfaringsmessig dominerer volumbølger over så korte avstander (Jensen, et al., 1996). Regresjonen resulterer derfor i en  $\alpha_2$  som ligger i området -2.25, noe som stemmer godt med ISEE (1998) sine påstander.

Prosjekt I er derimot et eksempel hvor målepunktene ligger mellom 500-5100 meter unna. På grunn av de lange avstandene er det vanskelig å si hvor stor innvikning geologien har, selv om den lokale berggrunnen kan sies å gi gode overføringsforhold. Over slike avstander vil nok lave frekvenser dominere uansett og Figur 5-61 ser ut til å bekrefte dette. Samtidig er vibrasjoner over slike avstander erfaringsmessig dominert av grenseflatebølger (Jensen, et al., 1996). Fra Figur 6-1 sees det at disse forholdene gir en  $\alpha_2 = -0,78$ .

Det er i tillegg verdt å nevne to andre tilfeller hvor frekvensen skiller seg ut. De to overnevnte eksemplene viser situasjoner som i all hovedsak kan sies å skyldes korte og lange avstander. Men de dominerende frekvensene styres i tillegg i stor grad av de geologiske forholdene. Lave frekvenser er i all hovedsak assosiert med svake bergmasser eller mer generelt løsmasser. Derfor er det rimelig å anta at disse fører til lave frekvenser selv på korte avstander. Prosjekt D er et godt eksempel på dette i og med at målingene ligger innenfor 14-66 meter samtidig som målepunktene ligger oppå minst 10 meter tykke leirlag. De dominerende frekvensene for dette prosjektet sees i Figur 5-26 og ligger stort sett under 80 Hz. Dette kan derfor forklare hvorfor  $\alpha_2$  er -1,01 for dette prosjektet, gitt at de lave frekvensene kommer av at det er grenseflatebølger som dominerer.

Det andre tilfellet dreier seg om tilfeller der hvor det måles under jord, for eksempel i tunneler eller fjellhaller. Dette er områder hvor volumbølger dominerer selv over lange avstander (Jensen, et al., 1996). Samtidig dominerer de høye frekvensene over lengre avstander i undergrunn, trolig på grunn av den noe mer "massive" tilstand til bergmassen som gir gode overføringsforhold. I slike situasjoner vil  $\alpha$  være større enn forventet og oppføre seg på lik linje som for datasett H (Gjengedal, 2012).

Hvis påstandene til ISEE (1998) stemmer kan det tenkes at det for en bestemt situasjon finnes en gitt avstand hvor vibrasjonene går fra å være dominert av volumbølger til å være dominert av grenseflatebølger. Som nevnt i kapittel 2.2 beskrev Rinehart (1970) bølgenes dempningsgrad som følge av geometrisk dempning, med en avstand  $d$  fra kilden, på følgende måte:

- $1/d$  for volumbølger i tre dimensjoner.
- $1/d^{0,5}$  for Rayleigh- bølger.
- $1/d^2$  for volumbølger langs en grenseflate.

Tatt utgangspunkt i denne geometriske dempningen sees det at spesielt  $\alpha_2$  fra prosjekt I og H har passer bra inn med dempningsgraden for henholdsvis Rayleigh-bølger og volumbølger langs en grenseflate. En mulig tolkning av  $\alpha_2$  kan derfor være:

$$\alpha_2 = \alpha_b + \alpha_g \quad [6.1]$$

Hvor  $\alpha_b$  er dempningsbidrag gitt av den dominerende bølgen

$\alpha_g$  er dempningsbidrag fra geologiske forhold

### 6.1.1.2 Drøfting av ladningsekspONENTEN $\gamma$ fra modell nr. 5

Figur 5-65 viser spredningsplottet til  $\gamma$  fra regresjonsresultatene for formel nr. 5. Ifølge figuren er det tydelig at mange av datasettene oppfører seg helt forskjellig. Årsaker til denne varierende oppførselen er imidlertid noe uklar. LadningsekspONENTEN  $\gamma$  er i mindre grad behandlet i litteraturen som en egen parameter. Dette kommer av at det i praksis er vanligere å bruke en form for skalering, noe som gjør at  $\gamma$  faller bort fra ligningen.

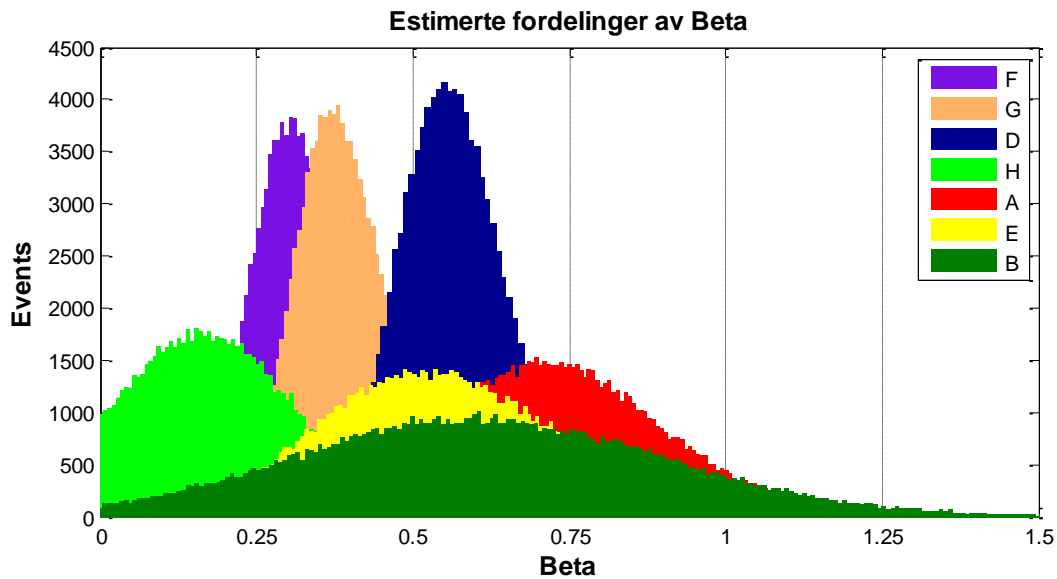
Noen teorier om hvorfor denne verdien varierer er for øvrig drøftet i NTNU (1998) sin beregningsmodell. Her er denne eksponenten forklart til å variere som følge av at salvenes oppbygning og/eller at ladningens størrelse kan ha innvirkning på  $\gamma$ , noe som kommer frem i Tabell 2-2. Dette kan være en fornuftig forklaring, spesielt siden disse faktorene er kjent for å ha innvirkning på sprengningsinduserte vibrasjoner generelt (Khandelwal, 2012; NTNU, 1998; Persson, et al., 1993). Men uten tilgang på bakgrunnsdata er det vanskelig og bekrefte eller avkrefte dette.

### 6.1.1.3 Drøfting av skaleringsfaktoren $\beta$ fra modell nr. 5

Gitt at skaleringen  $\beta$  er en konstant verdi er variasjonen i  $\gamma$  logisk, da denne variasjonen er nødvendig for at  $\beta$ , som er gitt av  $\beta = \gamma/\alpha$ , skal kunne være konstant samtidig som  $\alpha$  er så variabel som resultatene tilsier. Den tilsynelatende skaleringen gitt av ligningene for modell nr. 5 gir imidlertid ingen klar indikasjon på at  $\beta$  er en konstant.

Figur 6-2 viser de estimerte fordelingene til  $\beta$  for prosjektene A, B, D, E, F, G og H plottet i samme figur. Datasettene C og I er ikke tatt med siden disse trolig har noen form for feil i inngangsdataene for de estimerte ladningene (Q). Figuren viser at det er usannsynlig for datasett D, G og F å ha samme  $\beta$  som beste løsning som følge av at grafene ikke overlapper nevneverdig. Regresjonsresultatene viser også at disse tre prosjektene har størst følsomhet ovenfor variasjon i  $\beta$ , altså størst forskjell mellom ligningene fra modell nr. 1 og nr. 3.

De resterende prosjektene, A, B, E og H, legger seg noe ulikt, men regresjonsresultatene viser liten innvirkning på spredningen som følge av de ulike skaleringene i modell nr. 1 og modell nr. 3. Dette gjenspeiles i figuren ved at fordelingsgrafene ikke har like tydelig toppunkt og dermed større usikkerhet. Dermed kan det argumenteres for at valg av skalering kun har stor innvirkning på 3 av de 9 prosjektene presentert her.



Figur 6-2: Estimert fordeling av  $\beta$  fra uveide toppverdier for prosjektene A, B, D, E, F, G og H.

Som resultatene viser har prosjektene A, B, D og E alle tilsynelatende skaleringer som er nærmere "square root" skaleringen enn "cube root" skaleringen. Modell nr. 4 for disse prosjektene har en  $\alpha_1$  som er tilnærmet lik den  $\alpha_2$  som gis av modell nr. 5. For prosjektene hvor den tilsynelatende skaleringen er nærmere "cube root" skaleringen, som prosjekt G, F og H er ikke dette tilfellet og ligningen gitt av modell nr. 4 gir konsekvent lavere  $\alpha_1$  for disse datasettene enn ligningen fra modell nr. 5. Det er tenkelig at  $\alpha_1$  i modell nr. 4 kompenserer for "square root" skaleringens feil ved å tilpasse seg dataene på en annen måte og dermed begrense betydningen av feil skalering.

#### 6.1.1.4 Regresjonsmodeller basert på log-transformert data

Fra tidligere har bruken av regresjonsmodeller basert på log-transformerte data tatt utgangspunkt i antakelsen om at residualverdiene fra ligningene er log-normalfordelt. Denne antakelsen har vært gjenstand for mye diskusjon i senere tid og mye av usikkerheten kommer av utilstrekkelige mengder med data.

Undersøkelsene av residualverdiene fra modell nr. 5 for datasett A – I vil kunne bidra med informasjon i denne sammenheng. Samtlige Lillietester, med unntak av for datasett D, bekrefter at restverdiene kan beskrives som log-normalfordelt innenfor et 5 % signifikansnivå. Dette, sammen med de tilhørende Q-Q plottene, argumenterer sterkt for at log-transformasjonen er forsvarlig for en regresjonsmodell med tre separate regresjonsparametere som i modell nr. 5. Hvorvidt dette kan overføres til enklere regresjonsmodeller med færre regresjonsparametere, eksempelvis modell nr. 4 eller modell nr. 1, bør undersøkes nærmere, men mye tyder på at dette også kan være riktig, spesielt for modell nr. 4, som ofte har tilnærmet like residualverdier som modell nr. 5 (se for eksempel Figur 5-2 eller Figur 5-23).

### 6.1.2 Frekvensveide toppverdier

Etter innføringen av frekvensveide toppverdier var det nok et lite håp om at den enorme spredningen som fulgte de eldre beregningsformlene ville bli redusert. Frekvensveiing tar tross alt høyde for frekvensinnholdet i vibrasjonssignalet og på den måten tilfører ligningene mer informasjon. Men dette er tydeligvis ikke alltid tilfellet og regresjonsresultatene viser heller det motsatte, nemlig økende grad av spredning etter frekvensveiing, som det vanligste utfallet.

Den store variasjonen i dominerende frekvens er hovedårsaken til den økte spredningen i regresjonsresultatene for frekvensveide toppverdier. Som blant annet Figur 5-67 og Figur 5-68, viser er det ingen gitt skalert avstand som svarer til en bestemt dominerende frekvens. Dette fører til at toppverdier både kan forsterkes eller reduseres ved én skalert avstand, noe som sees tydelig i resultatene. Rent statistisk er en lavere  $R^2_{adj}$  for de frekvensveide toppverdiene en klar indikasjon på at den endringen som påføres toppverdiene ikke kan forklares ut fra de forklaringsvariablene ligningen tar utgangspunkt i, nemlig avstand (d) og maksimalt samvirkende ladning (Q).

Hvorvidt den økte spredningen er av stor betydning kan diskuteres. Tabell 6-1 viser forskjellen mellom standardavvikene fra regresjonsresultatene for uveide og frekvensveide toppverdier. Den største økningen i standardavvik sees hos datasett D med 10,5 %. Til sammenligning er den største forskjellen mellom datasettene A – I ved uveide toppverdier hos F ( $S = 0,1523$ ) og H ( $S = 0,3500$ ) hvor datasett H har cirka 130 % høyere standardavvik enn datasett F. Den økte spredningen som kommer fra frekvensveiingen kan derfor sies å ha begrenset innflytelse på det totale usikkerhetsbildet.

Tabell 6-1: Endring av standardavvik ved frekvensveiing.

| Datasett | Uveid S      | Frekvensveid S | $\Delta S$ |
|----------|--------------|----------------|------------|
| A        | $S = 0,1606$ | $S = 0,1626$   | +1,25 %    |
| B        | $S = 0,1645$ | $S = 0,1339$   | -18,9 %    |
| C        | $S = 0,1937$ | $S = 0,1937$   | 0,0 %      |
| D        | $S = 0,1866$ | $S = 0,2062$   | +10,5 %    |
| E        | $S = 0,3180$ | $S = 0,3330$   | +4,7 %     |
| F        | $S = 0,1523$ | $S = 0,1602$   | +5,2 %     |
| G        | $S = 0,2378$ | $S = 0,2383$   | +0,2 %     |
| H        | $S = 0,3500$ | $S = 0,2986$   | -14,7 %    |
| I        | $S = 0,2053$ | $S = 0,2080$   | +1.3 %     |

Det bør bemerkes at den økte spredningen kun relateres til avstand og samvirkende ladnings evne til å forutsi frekvensveide toppverdier. Den informasjonen frekvensveide toppverdier gir har derimot verdi langt utover denne svakheten. Frekvensinnholdet i toppverdien kan gi verdifull innsikt i de geologiske forholdene mellom salve og målepunkt. Eksempelvis kan resultatene fra datasett F illustrere dette. Sammenlignes Figur 5-40 og Figur 5-41 sees det at målepunkt 3 generelt har noe høyere frekvensinnhold enn målepunkt 4, selv om de skalerte

avstandene er veldig like. Overføringsforholdene er kanskje noe bedre mellom salvene for målepunkt 3 enn for målepunkt 4. Dette er informasjon som kan brukes til å tilrettelegge salvene på en bedre måte.

Regresjonsresultatene for frekvensveide toppverdier gjenspeiler frekvensens opptreden i skalert avstand i grove trekk. Den tydeligste trenden sees hos datasett A, B, C, H og I som stort sett viser at frekvensen avtar med skalert avstand (se for eksempel Figur 5-1). Denne egenskapen til frekvensen gjør at de frekvensveide konstantene ( $K_f$  og  $\alpha_f$ ) er reduserte i forhold til de uveide konstantene ( $K$  og  $\alpha$ ). En effekt av denne reduksjonen er at de frekvensveide formlene er mindre følsomme ovenfor endringer i skalert avstand. Dette kan være en fordel siden inngangsparameterne svært sjeldent beregnes helt nøyaktig i praksis.

## 6.2 Formel for frekvensveide toppverdier

Ut i fra resultatene er det tydelig at slike formler som er testet her må brukes med omhu. De estimerte toppverdiene har, selv for de beste regresjonsresultatene, over 100 % avvik fra de reelle toppverdiene. Samtidig er det også viktig å huske at NS8141 tar høyde for en betydelig sikkerhetsfaktor i de veiledende grenseverdiene. Maksimalt tillat toppverdi gitt av NS8141 ligger på 50 mm/s mens bygninger under slike forhold erfaringsvis tåler betraktelig sterkere vibrasjoner enn som så, jamfør Figur 2-6. Det er dermed viktig å se på formlene som veiledende og at en generell vurdering av forholdene kan være nødvendig for å ikke ende opp med for strenge krav til størrelsen på ladningene.

En beregningsmodell ansees i utgangspunktet for å være bedre enn en annen hvis den gir mer nøyaktige resultater, samtidig skal modellens brukervennlighet veie tungt. Begge forhold må vurderes før valg av formel gjøres.

Det ansees som en fordel om formelen skal kunne brukes uten at det er nødvendig med kompliserte beregningsprogrammer eller svært tidkrevende regresjonsoperasjoner, men samtidig gi fornuftige resultater for alle typer situasjoner. I utgangspunktet kan dette på mange måter sies å være en foreldet tilnæringsmåte. Dagens regnekraftige datamaskiner har ingen problemer med å håndtere den type lineærregresjon som er gjort her. Brukervennlighet er i så måte et relativt begrep med tanke på det kan lages programvare som tar hånd om beregningene. Med dette utgangspunktet er det ikke noen grunn til å se bort fra en formel fordi den er kompleks eller vanskelig å håndtere matematisk. En modell basert på ligningen til modell nr. 5 er i så måte en god løsning, siden denne modellen gir best  $R^2_{adj}$  i syv av ni datasett.

Tas det derimot utgangspunkt i de to overnevnte punktene uten slike programmer, sier erfaringer fra regresjonsresultatene at den enkleste modellen med kun én ukjent parameter, som modell nr. 1 eller modell nr. 3, fører til for stor unøyaktighet i de fleste tilfeller. En modell med større tilpasningsmulighet er nødvendig for å kunne få tilfredsstillende nøyaktighet.



Dermed står alternativet mellom en formel basert på modell nr. 4 eller modell nr. 5. Og med utgangspunkt i de overnevnte faktorene er det tydelig at en løsning i favør av modell nr. 4 kommer gunstigst ut. Dette kommer delvis av at regresjonsresultatene for modell nr. 5 ikke gir noen åpenbar fordel i form av økt nøyaktighet i forhold til modell nr. 4, men først og fremst av at modell nr. 5 er en mye tyngre modell å behandle matematisk. Samtidig sees det på som en ulempe med tre ukjente parametere fordi det kreves en større mengde observasjoner før modellen kan sies å være pålitelig. Eksempelvis viser regresjonsresultatene for datasett D at ligningen fra modell nr. 5 trenger mer enn 481 datapunkter for å oppnå lavere standardavvik enn ligningen fra modell nr. 4.

En formel basert på modell nr. 4 innebærer et valg av skaleringsfaktor  $\beta$ . Dette er et spørsmål med mange mulige svar siden de estimerte skaleringsfaktorene i Figur 6-2 viser at ingen enkelt skalering skiller seg spesielt tydelig ut som en åpenbar løsning for alle prosjektene. Men som regresjonsresultatene for ligningene fra modell nr. 4 viser er det begrenset hvilken feil som følger av en låst skalering, såfremt  $\alpha_1$  gis mulighet til å tilpasse dataene fritt. Samtidig viser regresjonsresultatene for ligningene fra modell nr. 5 at frekvensveide toppverdier gir en noe større tilsynelatende skalering en for uveide toppverdier. Tas dette med i betraktningen kan det være fornuftig og velge en "square root" skalering fremfor en "cube root" skalering.

### 6.2.1 Ny formel

Det anbefales at ligning [6.2] brukes for prediksjon av frekvensveid toppverdi.

$$v_f = K_f \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-\alpha_f} \quad [6.2]$$

|      |            |  |
|------|------------|--|
| Hvor | $v_f$      | er frekvensveid toppverdi [mm/s]                 |
|      | $Q$        | er maksimal ladningsmengde per tennernummer [kg] |
|      | $d$        | er minste avstand mellom målepunkt og salve [m]  |
|      | $K_f$      | er en konstant som beregnes ved regresjon        |
|      | $\alpha_f$ | er en konstant som beregnes ved regresjon        |

Ved beregning av maksimalt tillat ladningsmengde brukes denne formelen på følgende form:

$$Q = \left[ \left( \frac{v_f}{K_f} \right)^{\frac{1}{\alpha_f}} \cdot d \right]^2 \quad [6.3]$$

For at denne modellen skal kunne brukes er det imidlertid nødvendig og gjennomføre prøvesprengninger og bestemme konstantene  $K_f$  og  $\alpha_f$  gjennom regresjon. Fra et statistisk synspunkt er det anbefalt at et minimum av 10 – 20 datapunkter bør inngå i beregning av denne formelen.

Ofte kan det være nødvendig med beregningsverktøy selv før det kan gjennomføres prøvesprengning. Derfor er det også nødvendig med en enklere modell som ikke krever regresjon for å gi fornuftige resultater. I denne sammenheng er det nødvendig og forenkle uttrykket gitt i ligning [6.2] slik at det ikke er noen ukjente variable. Regresjonsresultatene viser imidlertid at en låst  $\alpha$  ikke gir noe bra utgangspunkt for prediksjon av toppverdi.

Det anbefales derfor at det tas utgangspunkt i tre ulike kategorier (A, B og C) basert på ulike avstandsforhold og geologiske forhold hvor regresjonsresultatene har vist at  $\alpha$  er vidt forskjellig. Inndelingen tar utgangspunkt i de momentene som ble drøftet i kapittel 6.1.1.1 og kan oppsummeres som følger:

**Tabell 6-2: Kategoribeskrivelse for formel [6.3].**

| Kategori | Bestemmende  | Avstand (m) | Geologi rundt målepunkt   |
|----------|--|-------------|---|
| A        | Korte avstander hvor volumbølger ofte dominerer.             | 0 – 20      | I Utgangspunktet alle typer geologi, men særlig massivt berg med lite løsmasser.<br><b>Spesielt målinger i tunneler og bergrom (uansett avstand).</b> |
| B        | Overgangssoner hvor det er vanskelig å skille på bølgetyper. | 20 - 300    | I utgangspunktet alle typer geologi, men med unntak av tykke lag av løsmasser.  |
| C        | Lange avstander hvor grenseflatebølger dominerer.            | 300 +       | Tykke lag med løsmasser.  |

I utgangspunktet er det avstandsforholdene som bør være styrende for valg av kategori i Tabell 6-2, men geologi kan overstyre hvis forholdene fører til at enten volumbølger eller grenseflatebølger dominerer. Samtidig er det viktig og huske at formålet er å forutsi frekvensveide toppverdier. Dermed er det fornuftig og ta med i betraktningen hvordan frekvensene opptrer ved de ulike avstandene. Tas det utgangspunkt i Figur 5-66 er det mulig og gjøre noen forenklede antakelser om hvilke frekvenser som mest sannsynlig vil være dominerende ved en gitt avstand. På denne måten kan det dannes et inntrykk av hvilke seismiske bølger som dominerer (høye frekvenser vil kunne assosieres med volumbølger, spesielt hvis geologien er kjent). Dette kan være til hjelp ved bestemmelse av kategori.

I forkant av prøvesprengningsarbeidet foreslås det at ligning [6.3] brukes for prediksjon av frekvensveid toppverdi ved hjelp av Tabell 6-3 og Tabell 6-4 for beregning av konstantene  $K_{fi}$  og  $\alpha_{fi}$ .

$$v_f = K_{fi} \cdot \left( \frac{d}{\sqrt{Q}} \right)^{-\alpha_{fi}} \quad [6.3]$$

Tabell 6-3: Veiledende valg av  $\alpha_{fi}$  etter kategori.

| Konstant i ligning [6.3] | A   | B   | C   |
|--------------------------|-----|-----|-----|
| $\alpha_{fi}$            | 1,8 | 1,3 | 0,6 |

Tabell 6-4: Veiledende valg av  $K_{fi}$  etter kategori.

| Konstant i ligning [6.3]        | A    | B   | C  |
|---------------------------------|------|-----|----|
| $K_{fi}$ homogen, god bergmasse | 3000 | 850 | 40 |
| $K_{fi}$ middels god bergmasse  | 2000 | 600 | 25 |
| $K_{fi}$ dårlig bergmasse       | 1000 | 450 | 15 |

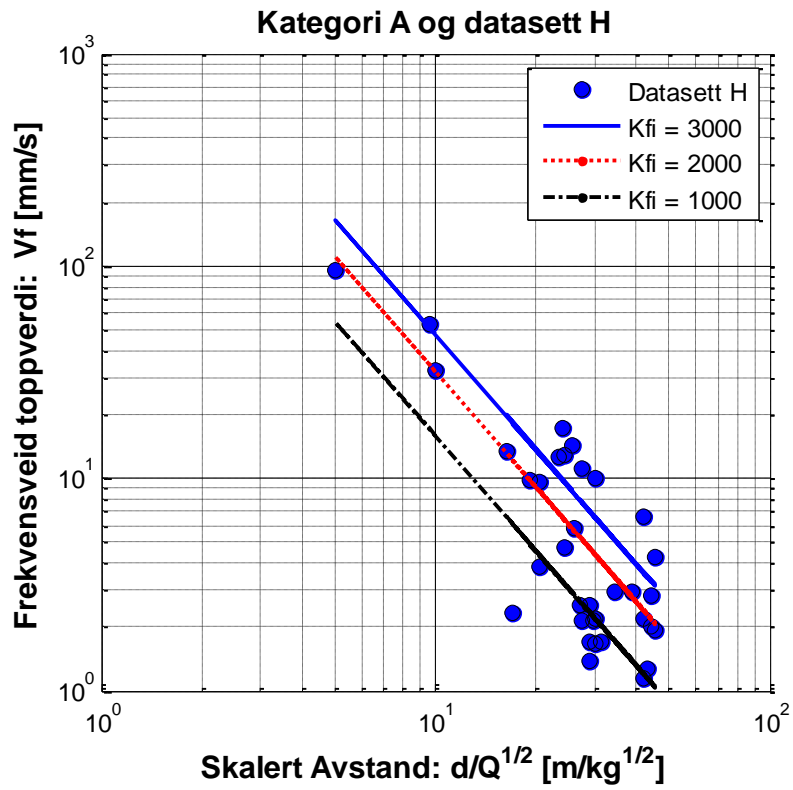
Tas det utgangspunkt i datasettene presentert i denne oppgaven vil en eventuell inndeling av prosjektene etter kategori kunne resultere i Tabell 6-5. Det er åpenbart at noen av datasettene passer bedre enn andre innenfor hver kategori, men dette bekrefter bare viktigheten av å bruke [6.2]. I Figur 6-3, Figur 6-4 og Figur 6-5 under vises kategoriene sammen med ett av de tilhørende datasettene.

Tabell 6-5: Inndeling av prosjekt A – I etter formel [6.3].

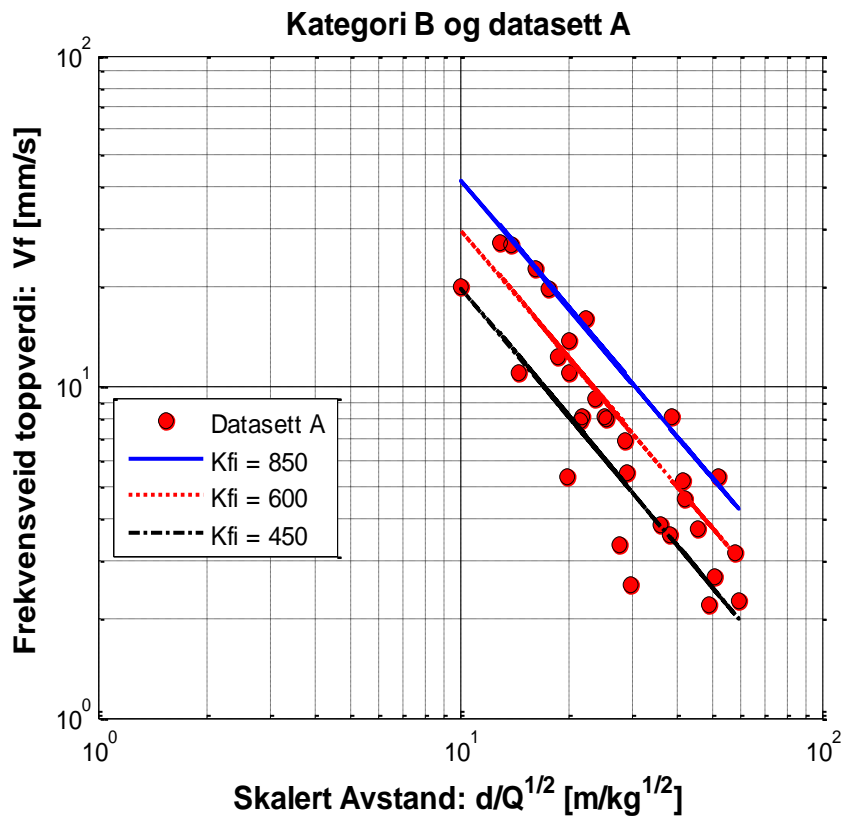
| Kategori | A      | B                    | C      |
|----------|--------|----------------------|--------|
| Datsett  | H, (E) | A, B, C, (E), F og G | D og I |

Nøyaktigheten av formel [6.3] er nok sterkt avhengig av erfaring med valg av kategori og deretter konstanter som vil kunne passe det enkelte prosjekt og som det sees av Figur 6-6 er det relativt stor forskjell mellom de ulike alternativene.

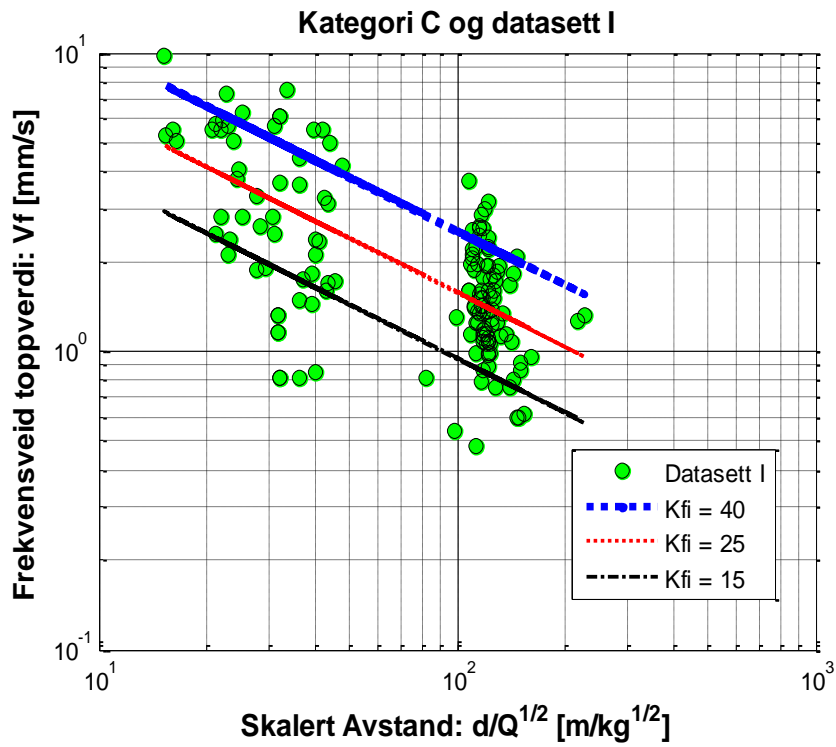
Basert på en visuell vurdering kan Figur 6-6 være en indikator på at lineærregresjon kun er pålitelig innenfor et begrenset bruksintervall og at sammenhengen mellom toppverdi, ladning og avstand kan beskrives bedre med en høyere ordens regresjonsmodell. Visuelt sett kan en andregradsligning med log-transformerte data passe bra inn i figuren.



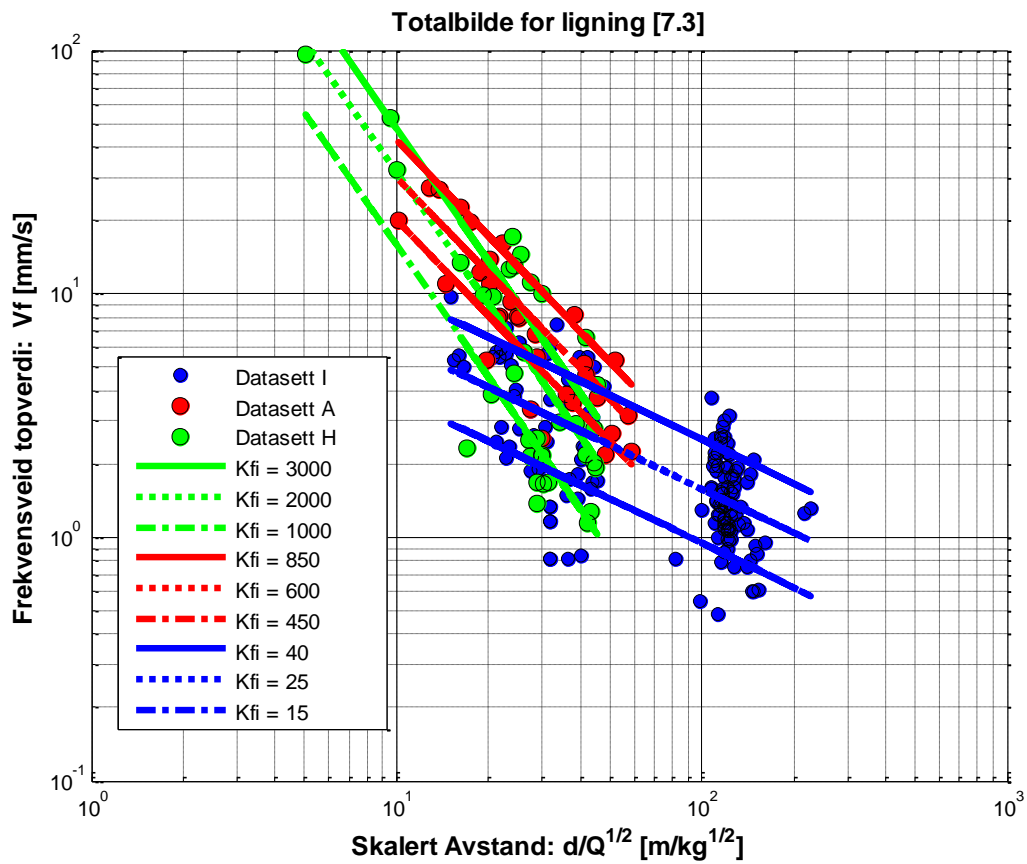
Figur 6-3: Kategori A plottet mot datasett H.



Figur 6-4: kategori B plottet mot datasett A.



Figur 6-5: Kategori C plottet mot datasett I.



Figur 6-6: Kategori A, B og C plottet sammen med datasett I, A og H.



## 7 Konklusjon

Evalueringen utført ved hjelp av statistiske analyseverktøy i MatLab®, av ni ulike og uavhengige datasett, kan oppsummeres i følgende punkter:

- Potensligningene som er testet her viser i all hovedsak en tydelig sammenheng mellom ladningsmengde, avstand og toppverdi. Ligningenes største svakhet er den store usikkerheten i prediksjonsevne, men restriksjonene pålagt av NS8141 bidrar til å begrense denne svakheten. Samtidig er det åpenbart at det er flere forhold utover ladnings- og avstandsforhold som har betydning for vibrasjonsnivået ved en gitt situasjon. En vurdering av de geologiske forholdene er essensielt for å kunne bruke de foreslåtte beregningsverktøyene.
- Mye tyder på at residualverdiene fra modell nr. 5 kan beskrives som tilnærmet log-normalfordelt. Åtte av ni prosjekter ble godkjent av Lillietesten. Hvorvidt dette også er gyldig for enklere potensligninger med mindre grad av frihet er noe usikkert, men spesielt modell nr. 4 ser ut til å kunne ha samme fordeling.
- Regresjonsresultatene gir uttrykk for at det ikke er noen åpenbar fordel med en for kompleks beregningsmodell. En modell basert på en skalert avstand, hvor forholdet mellom ladning og avstand gis et bestemt forhold, vil i de fleste tilfeller være tilstrekkelig for å oppnå tilfredsstillende nøyaktighet. Hvis det tas utgangspunkt i et ferdigprogrammert beregningsverktøy bør det vurderes om en ligning uten noen form for skalering skal brukes da denne har større  $R^2_{adj}$ .
- Det er viktig å beregne steds spesifikke konstanter for hvert enkelt prosjekt for å oppnå mest mulig nøyaktig beregningsmodell for ladningsfastsettelse.
- Frekvensveide toppverdier gjør at ladning og avstands evne til å forutsi toppverdier blir noe mer usikker. Dette kommer av at ingen spesifikk frekvens korresponderer med en gitt avstand eller ladning. Den økte usikkerheten som følge av dette kan imidlertid sies å være ubetydelig i forhold til det helhetlige usikkerhetsbildet.
- Frekvensveide toppverdier bidrar med viktig informasjon om de geologiske forholdene ved at informasjon om den dominerende frekvensen ved målepunktet gjøres tilgjengelig. Dette er informasjon som på lang vei gjør opp for den økte usikkerheten frekvensveieing fører til og kan bidra til å gi informasjon om hvordan salvene kan tilrettelegges på en bedre måte.

For å oppsummere konkluderes det med at frekvensveide vibrasjoner vil gi et bedre vurderingsgrunnlag for estimering av ladningsmengde enn uveide toppverdier.

I løpet av våren 2013 har ny erfaringer med NS8141 ført til en endring i filteret. Endringen har i all hovedsak påvirket hvordan de høye frekvensene endrer toppverdiene gjennom frekvensveieing. Dette gjør at  $K_{fi}$  og  $\alpha_{fi}$  i ny formel, ligning [6.3], bør vurderes på nytt. For å utvikle denne type formler videre vil det være nødvendig å ha kontroll på de geologiske parameterne i større grad enn i denne Masteroppgaven.





## 8 Referanser

- Aarset, A., 2009. *Geologisk Rapport*, Oslo: NGI.
- Ambraseys, N. N. & Hendron, J., 1969. Dynamic Behaviour of Rock Masses. I: K. Stagg & Zienkiewics, Eds. *Rock Mechanics in Engineering Practice*. London: John Willey & Sons, pp. 203-236.
- Eckhard, L., A, W. S. & A, M., 2001. Log-normal Distributions across the Science: Keys and Clues, p. 344.
- Gjengedal, S., 2012. *Prosjektoppgave: Frekvensveide Toppverdiers Innvirkning på Forutsigbarheten av Sprengningsinduserte Vibrasjoner*, Trondheim: Institutt for Geologi og Bergteknikk, NTNU.
- Hunt, P., Wetherelt, A. & Powell, N., 2002. *The reliability of peak particle velocity analysis methods*. Cleveland, Ohio, ISEE.
- ISEE, 1998. *Blaster's Handbook*, 17th Edition. I: Cleveland, Ohio: International Society of Explosives Engineers, pp. 591-621.
- Jensen, A., Langberg, H. & Madshus, C., 1996. *Explosion Effects in Granular Materials*, s.l.: Forsvarets Bygningstjeneste. Oslo, Norge.
- Jernbaneverket, 2012. *Fagrappport Ingeniørgeologi og Hydrogeologi. Byggeplan Parsell 5.3 – Holmestrand*.
- Karlsen, T. A., 1997. *Geometry of fracture zones and their influence on the ore quality at the Tellnes ilmenite mine*, Trondheim: NGU.
- Khandelwal, M., 2012. *Soft Computing Approach to Evaluate and Predict Blast Vibrations*. Saarbrücken, Germany: LAP LAMBERT Academic Publishing GmbH & Co. KG.
- Kramer, S. L., 1996. *Geotechnical Earthquake Engineering*. s.l.:Prentice Hall, Inc.
- Kuzu, C., 2007. *The importance of site-specific characters in prediction models for blast-induced ground vibrations*. Istanbul, Turkey: Faculty of Mines, Istanbul Technical University.
- Landrø, M., 2008. Anvendt Geofysikk i TPG 4100 Fysikk og Geofysikk. I: *Anvendt Geofysikk i TPG 4100 Fysikk og Geofysikk*. Trondheim: NTNU, pp. 39-48.
- Langefors, U. & Kihlström, B., 1978. *The Modern Technique of Rock Blasting*. 3. Edition Eds. Stockholm: AWE/GEBERS.
- Lilliefors, H. W., 1967. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown. I: *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 62. s.l.:s.n., pp. 399-402.

Madshus, C., 2012. [Intervju] (15 August 2012) NGI, Oslo.

Norges Geologiske Undersøkelse, 2012. NGU. [Internett]  
Available at: <http://www.ngu.no>  
[Funnet 18 desember 2012].

NTNU, 1998. *Prosjektrapport 14A-98, Fjellsprengningsteknikk Sprengning med restriksjoner.*, Trondheim: NTNU-Anleggsdrift.

NTNU, 2012. *Q-Q plott*, Trondheim: Institutt for matematiske fag. NTNU.

Oriard, L. L., 1972. *Blasting Effects and Their Control in Open Pit Mining*. New York: Library of Congress Catalog.

Persson, P., Holmberg, R. & Lee, J., 1993. *Rock Blasting and Explosives engineering*. 2000 Corporate Blvd. N.W., Boca Raton, Florida, USA: CRC Press inc..

Richard, F. E., Hall, J. R. & Woods, R. D., 1970. *Vibrations of soils and foundations*. Ann Arbor, Michigan: Prentice Hall Inc.

Rinehart, J. S., 1970. Fractures and strain generated in joints and layered rock masses by explosives. I: *Proceedings Mechanism og Rock Failure by explosives*. s.l.: Fontainebleau.

Sauer, F. M., Clark, G. B. & Anderson, D. C., 1964. *Nuclear geophysics- Part IV- Empirical analysis of ground motion and cratering*. s.l.:The Defense Atomic Support Agency. USA.

Standard Norge, 2012. *NS8141-1: Vibrasjoner og støt. Veiledende grenseverdier for bygge- og anleggsvirksomhet, bergverk og trafikk. Del 1: Virkningen av vibrasjoner og lufttrykkstøt fra sprengning på byggverk, inkludert tunneler og bergrom*. Oslo: Standard Norge.

Walpole, R. E., Myers, R. H., Myers, S. L. & Ye, K., 2007. *Probability & Statistics for Engineers & Scientists*. Upper Saddle River, Pearson Prentice Hall, Pearson Education.

Wetherelt, A., Hunt, P. & Pepper, J., 2003. Peak particle velocity modelling. I: *Explosives and blasting technique*. Lisse: Swets & Zeitlinger, pp. 81-88.

Ødegaard, H., 2012. [Intervju] (14 Oktober 2012) Mulitconsult, Oslo.

## Vedlegg I

Matlab script:

(Henter måledata fra separate Excel-ark)

Hvordan finne konstantene  $K$ ,  $\alpha$ ,  $\gamma$  og  $\beta$  i modell nr. 5:

```
% Standard multivariabel regresjonsformel for beregning av konstanter:
xX = [length(V) sum(log10(d)) sum(log10(Q));
      sum(log10(d)) sum(log10(d).^2) sum(log10(d).*log10(Q));
      sum(log10(Q)) sum(log10(d).*log10(Q)) sum(log10(Q).^2)];

xY = [ sum(log10(V)); sum(log10(d).*log10(V)); sum(log10(Q).*log10(V))];

C = xX\xY ;      % Konstanene optimalisert

K = 10^C(1);      % Fjellkonstanten
a = C(2);        % alfa. Felles konstant for avstand og ladning
g = C(2);        % gamma.
b = -C(3)/C(2);  % Forholdskonstant for ladning og avstand

Vi = K*(d./Q.^b).^a; % Optimal formel

% beregning av usikkerhet:
SSE = sum((log10(V) - C(1) - C(2).*log10(d) - C(3).*log10(Q)).^2);
SST = sum((log10(V) - (sum(log10(V))/length(V))).^2);
R2 = 1 - (SSE/SST);
Radj = 1 - ((SSE/(length(V)-4))/(SST/(length(V)-1)));
S2 = SSE/(length(V)-3);

% sjekk av variansen i konstantene:
X = [m log10(d) log10(Q)];
x = X.';

XX = x*X;

CovB = S2 * inv(XX) % Covariansmatrisen

%standardavvik til konstantene og V:
sigmaK= sqrt(((10^(C(1))*log(10))^2)*CovB(1));
sigmaa= sqrt(CovB(5));
sigmaG= sqrt(CovB(9));
sigmaV=sqrt(S2); % dette er det sigma til log-data!
```

#### Hvordan finne konstantene K, $\alpha$ i modell nr. 4:

```
% formel nr. 4:
Sa = d./Q.^(0.5);      % Skalert avstand
SA = log10(Sa);       % log av skalert avstand
AV = sum(SA)/length(V); % Snitt
VV = (log10(V));      % log av toppverdi

% standard regresjonsformel for beregning av konstanter:
VA = sum(VV)/length(V);
alfa= (sum((SA-AV).*(VV-VA))/sum((SA-AV).^2));
k5 = (VA-(alfa.*AV));
K5 = 10^(VA-(alfa.*AV)); % Fjellkonstanten:

Vj = K5*Sa.^(alfa);

% beregning av usikkerhet:
SSE5 = sum((log10(V) - log10(Vj)).^2);
R25 = 1-(SSE5/SST);
Radj5= 1-((SSE5/(length(V)-3))/(SST/(length(V)-1)));
S25 = SSE/(length(V)-2);
S5 = sqrt(S25);
```

#### Hvordan finne konstanten K i modell nr. 3:

```
% standard regresjonsformel for beregning av konstanter:
Sa4 = d./Q.^(1/2); % Skalert avstand
Kngi1 = (sum(log10(V))/length(V)) + (1.5*(sum(log10(Sa4)))/length(V));
Kngi = 10^Kngi1; % Fjellkonstanten
Vngi = Kngi*(d./Q.^(1/2)).^-1.5 ;

% beregning av usikkerhet:
SSEngi = sum((log10(V) - log10(Vngi)).^2);
Rngi2 = 1-(SSEngi/SST);
Radjngi= 1-((SSEngi/(length(V)-2))/(SST/(length(V)-1)));
Sngi2 = SSEngi/(length(V)-1);
Sngi = sqrt(Sngi2);
```

#### Hvordan finne konstanten K i modell nr. 1:

```
% standard regresjonsformel for beregning av konstanter:
Sa2= d./Q.^(1/3); % Skalert avstand
Kg1 = (sum(log10(V))/length(V)) + (1.5*(sum(log10(Sa2)))/length(V));
Kg = 10^Kg1; % Fjellkonstanten
Vg = Kg*(d./Q.^(1/3)).^-1.5 ;

% beregning av usikkerhet:
SSEg = sum((log10(V) - log10(Vg)).^2);
Rg2 = 1-(SSEg/SST);
Radjg= 1-((SSEg/(length(V)-2))/(SST/(length(V)-1)));
Sg2 = SSEg/(length(V)-1);
Sg = sqrt(Sg2);
```

## Hvordan finne konstanten K i modell nr. 2:

```
% Her er diagramet gjort om til en formel

if d < 240 ;

    Be = (2*10^-10*d.^4)-(6*10^-8*d.^3)-(8*10^-
6*d.^2)+(0.0041*d.^1)+1.3524;
else
    Be = 1.7 ; % Her er diagramet gjort om til en formel
End

% standard regresjonsformel for beregning av konstanter:
Sa3 = (Q.^0.8)./d.^Be;
Cn1 = (sum(log10(V))/length(V)) - (1*(sum(log10(Sa3)))/length(V));
Cn = 10^Cn1;
Vn = Cn*(Q.^(0.8)./d.^Be);

% beregning av usikkerhet:
SSEn = sum((log10(V) - log10(Vn)).^2);
Rn2 = 1-(SSEn/SST);
Radjn= 1-((SSEn/(length(V)-2))/(SST/(length(V)-1)));
Sn2 = SSEn/(length(V)-1);
Sn = sqrt(Sn2);
```

## Beregning av estimert fordeling av $\beta$ :

(LLT er funnet fra covariansmatrisen til modell nr. 5.)

```
% B
LLT = [0.02716 0.00037207;
0.00037207 0.27956];

L = chol(LLT, 'lower');
avg = [1.801; 1.0947];

% A
% LLT = [0.01953 -0.01154;
% -0.01154 0.05733];
%
% L = chol(LLT, 'lower');
% avg = [1.675; 1.2189];

% C
% LLT = [0.0040042 0.000026;
% 0.000026 0.0084387];
%
% L = chol(LLT, 'lower');
% avg = [1.0165; 0.027518];

% D
% LLT = [0.0061344 -0.0025901;
% -0.0025901 0.0027396];
%
% L = chol(LLT, 'lower');
% avg = [1.0293; 0.57777];

% E
% LLT = [0.021153 -0.023625;
```

```

% -0.023625 0.07181];
%
% L = chol(LLT,'lower');
% avg = [1.6188; 0.88137];

% F
% LLT = [0.0098995 0.000078975;
% 0.000078975 0.0056073];
%
% L = chol(LLT,'lower');
% avg = [1.1927; 0.36665];

% G
% LLT = [0.0064938 -0.0013165;
% -0.0013165 0.0024229];
%
% L = chol(LLT,'lower');
% avg = [0.93143; 0.35552];

% H
% LLT = [0.13991 0.032381;
% 0.032381 0.1189];
%
% L = chol(LLT,'lower');
% avg = [2.2467; 0.36126];

% I
% LLT = [0.0028852 -0.0015443;
% -0.00154430 0.015038];
%
% L = chol(LLT,'lower');
% avg = [0.73664; 0.0086];

% the check
N = 100000;
H = 200;
mat = zeros(2,N);
for i=1:N

    mat(:,i) = L*randn(2,1)+avg;
end
hist(mat(2,:)./mat(1,:),400,'r')
hold on

```