

SAMMSKREEPERSEADME LIIKUMISTAKISTUSE EKSPERIMENTAALUURING

V. Veinla, M. Kuiv, P. Kaar

Sammskreeperseadme tööorgani (skreeper) ja veoorgani (latt) tugevusarvutuseks ja selle kaudu nende mõõtmete määramiseks on vaja teada sõnniku lohindi, skreeperi ja lati liikumistakistusi. Autoritel ei ole teada sõnniku lohindi ja elastilis-plastilis-viskoosete materjalide kohta üldse analüütilist mudelit, mis võimaldaks adekvaatselt kirjeldada lohistamise protsessi. Seetõttu oli vaja teha eksperimentaalne uuring. Esimeses etapis tehti laboratoorne eksperiment.

Katsetoodika

Laborikatsete jaoks ehitati katseseade, mille põhiosadeks on hüdroajam (hüdroajam, hüdrosilinder), latt ja tööorgan (skreeper). Katseskreeperil oli võimalik muuta kraapide labade vahelist nurka horisontaaltasandis α . Jõudude mõõtmiseks valmistati traatanduritega varustatud jõulülid. Tõmbe-surve lüli abil mõõdeti hüdrosilindri kolvivarre poolt latile antavat jõudu, tensomeetrilise tõukuriga – latilt tööorganile tekitatud tõukejõudu. Mõõtsildu toideti ja väljundsignaali võimendati 6 kanaliga tensomeetrilise võimendiga KWS/ST. Väljundsignaal registreeriti meerikuga H3020-3. Lohistatavat mudelmaterjali iseloomustati liugehõõrdeteguriga. Selle määramiseks kasutati tensoelemendiga varustatud mõõtseadet.

Tehti täisfaktoreksperiment (Adler jt., 1976). Muudetavad faktorid olid: materjali mass – x_1 , materjali hõõrdetegur – x_2 , skreeperi kraapide labadevaheline nurk horisontaaltasandis α – x_3 ja materjali paigutus rennis – x_4 . Faktorite tasandid ja muutmishahemikud on esitatud tabelis 1.

Tabel 1. Faktorite tasandid ja muutmishahemikud
Table 1. Factors levels and intervals of variation

| Faktorite tähised <i>Factors notation</i> | Tasandid <i>Factors levels</i> | | | Vahemik <i>Interval</i> | Mõõtühik <i>Unit</i> |
|--|-----------------------------------|-----|----------------------------|----------------------------|-------------------------|
| | -1 | 0 | +1 | | |
| x_1 | 50 | 75 | 100 | 25 | kg |
| x_2 | 0,7 | 0,8 | 0,9 | 0,1 | |
| x_3 | 90 | 135 | 180 | 45 | kraad <i>degree</i> |
| x_4 | ühes servas <i>in one side</i> | | ühtlaselt <i>evenly</i> | | |

Väljundiks oli materjali eriliikumistakistus y , s.t. liikumistakistus 1 kg materjali massi kohta N/kg.

Planeerimismatriks ja katsetulemused on toodud tabelis 2.

Katseplaani realiseerimisel valiti katsete tegemise järjekord juhuslike arvude tabeli järgi (Adler jt., 1976). Korduskatseid tehti 2. Iga katse jaoks arvutati väljundi dispersioon üldtuntud meetoodika järgi. Dispersioonide ühtlikkust kontrolliti Cochrani kriteeriumi järgi (Adler jt., 1976). See arvutati valemist

$$G = \frac{s_{\max}^2}{\sum_{i=1}^N s_i^2}, \quad (1)$$

kus s_{\max}^2 – maksimaalne dispersioon;
 N – katsete arv;
 s_i^2 – katse dispersioon.

Tabel 2. Planeerimismaatriks ja katsetulemused
Table 2. Factorial treatment design 2⁴ and experimental results

| Katse nr. <i>Treatment No</i> | Katse tegemise järjekord <i>Sequence</i> | x ₁ | | x ₂ | | x ₃ | | x ₄ | | Erilikumistakistus <i>Per unit tractive resistance y N/kg</i> | |
|----------------------------------|---|--------------------------|---------------------------------|--------------------------|---------------------------|--------------------------|--|--------------------------|---------------------------|--|---|
| | | kodeerit. <i>Code</i> | nat. kg <i>Nat. value kg</i> | kodeerit. <i>Code</i> | nat. <i>Nat. value</i> | kodeerit. <i>Code</i> | nat. kraad <i>Nat. value degree</i> | kodeerit. <i>Code</i> | nat. <i>Nat. value</i> | kordusel <i>Replication</i> | keskmine \bar{y} <i>Arithmetical mean \bar{y}</i> |
| 1 | 23 29 | +1 | 100 | +1 | 0,9 | +1 | 180 | +1 | ühtl. even | 12,24 10,0 | 11,12 |
| 2 | 5 18 | -1 | 50 | +1 | 0,9 | +1 | 180 | +1 | ühtl. | 13,48 13,40 | 13,44 |
| 3 | 3 27 | +1 | 100 | -1 | 0,7 | +1 | 180 | +1 | ühtl. | 9,92 10,04 | 9,98 |
| 4 | 2 24 | -1 | 50 | -1 | 0,7 | +1 | 180 | +1 | ühtl. | 11,62 10,75 | 11,19 |
| 5 | 12 14 | +1 | 100 | +1 | 0,9 | -1 | 90 | +1 | ühtl. | 11,67 9,45 | 10,56 |
| 6 | 21 31 | -1 | 50 | +1 | 0,9 | -1 | 90 | +1 | ühtl. | 11,19 10,03 | 10,62 |
| 7 | 13 19 | +1 | 100 | -1 | 0,7 | -1 | 90 | +1 | ühtl. | 9,47 11,14 | 10,30 |
| 8 | 8 15 | -1 | 50 | -1 | 0,7 | -1 | 90 | +1 | ühtl. | 10,88 10,68 | 10,78 |
| 9 | 7 11 | +1 | 100 | +1 | 0,9 | +1 | 180 | -1 | servas on side | 12,98 13,97 | 13,48 |
| 10 | 17 28 | -1 | 50 | +1 | 0,9 | +1 | 180 | -1 | servas | 12,45 13,39 | 12,92 |
| 11 | 9 32 | +1 | 100 | -1 | 0,7 | +1 | 180 | -1 | servas | 11,25 9,07 | 10,16 |
| 12 | 10 30 | -1 | 50 | -1 | 0,7 | +1 | 180 | -1 | servas | 15,26 12,74 | 14,0 |
| 13 | 1 20 | +1 | 100 | +1 | 0,9 | -1 | 90 | -1 | servas | 9,39 10,62 | 10,0 |
| 14 | 16 26 | -1 | 50 | +1 | 0,9 | -1 | 90 | -1 | servas | 10,27 11,84 | 11,06 |
| 15 | 4 22 | +1 | 100 | -1 | 0,7 | -1 | 90 | -1 | servas | 8,48 8,28 | 8,38 |
| 16 | 6 25 | -1 | 50 | -1 | 0,7 | -1 | 90 | -1 | servas | 10,82 11,50 | 11,16 |

Kui arvatud $G < G_{tabel}$ (Tiit, 1971), siis dispersioonid on ühtlikud. Kui see tingimus oli täidetud, siis arvutati katseseeria keskmine dispersioon $s^2_{(\bar{y})}$

$$s^2_{(\bar{y})} = \frac{\sum_{i=1}^N s_i^2}{N} \quad (2)$$

Eeldati lineaarset mudelit kujul $y = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_4x_4$. (3)

Regressioonikordajad arvutati valemiga

$$b_j = \frac{\sum_{i=1}^N \bar{y}_i x_{ji}}{N} \quad (4)$$

kus \bar{y}_i – väljundi keskvaartus;
 x_{ji} – faktori kodeeritud väärtus.

Mudeli adekvaatsuse kontrollimiseks arvutati adekvaatsusdispersioon

$$s_{ad}^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \hat{y}_i)^2}{f}, \quad (5)$$

kus \hat{y}_i – regressioonivõrrandi järgi arvatud väljund;
 f – vabadusastmete arv.

$f = N - (k + 1)$, kus k on faktorite arv.

Mudeli adekvaatsust kontrolliti Fischeri kriteeriumi F järgi

$$F = \frac{s_{ad}^2}{s_{(\bar{y})}^2}. \quad (6)$$

Kui $F < F_{tabel}$ (Adler jt., 1976) siis mudel on adekvaatne.

Regressioonikordajate usaldatavuse kontrollimiseks arvutati usaldusvahemik Δb_j :

$$\Delta b_j = \pm t s(b_j), \quad (7)$$

kus t – Studenti kriteeriumi tabeliväärtus (Adler jt., 1976);
 $s(b_j)$ – regressioonikordaja standardhälve.

Regressioonikordaja dispersioon $s_{(b_j)}^2$ arvutati

$$s_{(b_j)}^2 = \frac{s_{(\bar{y})}^2}{N}. \quad (8)$$

Kordaja standardhälve on

$$s(b_j) = \sqrt{s_{(b_j)}^2}. \quad (9)$$

Kui $b_j > \Delta b_j$, siis kordaja on usaldatav.

Jõudude mõõtmisi tehti ainult lati, koormuseta tööorgani ja lati ning koormatud tööorgani korral. Jõud registreeriti nii edasi- (survejõud) kui ka tagasilikumisel (latile mõjub tõmbejõud). Iga katseseeria lõpus mõõdeti materjali liugehõõrdetegurit. Graafikute töötlemisel määrati selle keskvaartus.

Katsetulemused

Tabeli 2 andmete alusel arvatud katsetulemuste dispersioonid ja nende järgi leitud Cochran kriteerium $G = 0,200$, $G_{tabel} = 0,4689$. Järelikult dispersioonid on ühtlikud ja võib eeldada lineaarse mudeli sobivust. Regressioonikordajate arvutuse järgi saadi mudel

$$y = 11,34 - 0,71x_1 + 0,45x_2 + 0,99x_3 - 0,21x_4. \quad (10)$$

Mudeli adekvaatsuse kontrollimisel selgus, et $F = 1,452$, $F_{tabel} = 2,5$. Seega lineaarne mudel on adekvaatne. Arvatud regressioonikordajate usalduspiirkond $\Delta b_j = \pm 0,452$. Regressioonikordajatest on usaldatavad x_1 , x_2 ja x_3 kordajad.

Regressioonivõrrandist selgub, et kõige suuremat mõju materjali eriliikumistakistusele y avaldab kraapide labade vaheline nurk α (x_3), selle suurenedes y suureneb. Materjali massi (x_1) suurenedes eriliikumistakistus väheneb. Hõõrdeteguri (x_2) kasv suurendab eriliikumistakistust, kuid regressioonikordaja on hõõrdeteguri uuriitud ulatuses usalduspiiril. Materjali ühtlase jaotuse korral liikumistakistus väheneb, kuid selle faktori mõju on katsevea piirides.

Kokkuvõte

Valmistatud katseseade, traatanduritega mõõtelemendid ning kasutatud mõõteaparatuur (võimendi, meerik) olid töövõimelised ja saadud katsetulemused usaldusväärsed.

Tulemustest selgus, et lohindi eriliikumistakistuse y sõltuvust katses valitud faktoritest (lohindi mass, hõõrdetegur, labadevaheline nurk, materjali paigutus) saab kirjeldada lineaarse mudeli (10) abil. Selles mudelis on konstantse suurusega vabaliige.

Otstarbekas on kasutada tööorganit, mille kraapide labadevaheline nurk horisontaaltasandis $\alpha = 90^\circ$. Võrreldes tööorganiga, mille $\alpha = 180^\circ$, on esimesel juhul materjali eriliikumistakistus väiksem ja lohindi võimalik mass (tööorgani transpordivõime) suurem. Lohindi massi suurenedes eriliikumistakistus väheneb, seega väheneb ka erieneergiakulu. Uuritud piirkonnas materjali hõõrdeteguri kasvades eriliikumistakistus suureneb. Materjali paigutuse mõju eriliikumistakistusele on katsevea piirides, kuid ühtlase paigutuse korral on seadme jõudlus (transpordivõime) suurem.

Kirjandus

Adler jt.: Адлер Ю. П., Маркова Е. В., Грановский Ю. В. Планирование эксперимента при поиске оптимальных условий. – Москва: Наука, 1976. – 278 с.

Tiit E. Matemaatilise statistika tabelid I. – Tartu: Tartu Riiklik Ülikool, 1971. – 221 lk.

Töö tegemisel on kasutatud ETF uurimistoetust (grant 1983)

Experimental Study of Reversible Step-Scraper Unit's Tractive Resistance

V. Veinla, M. Kuiv, P. Kaar

Summary

Laboratory tests were held to determine the tractive resistance of a drag moved by a reversible step-scraper unit. Forces were measured by the strain gauge measurement method and the data processed statistically.

Per unit tractive resistance y can be described by the linear model (10). The angle between the scraper blades α (x_3) has the greatest influence on y . With the increase in drag mass (x_1), y decreases. With the increase of friction coefficient (x_2), y increases.