



21-osios jaunųjų mokslininkų konferencijos „Mokslas – Lietuvos ateitis“ teminės konferencijos
TRANSPORTO INŽINERIJA IR VADYBA,
vykusios 2018 m. gegužės 4-5 d. Vilniuje, straipsnių rinkinys

Proceedings of the 21th Conference for Junior Researchers 'Science – Future of Lithuania'
TRANSPORT ENGINEERING AND MANAGEMENT, 4-5 May 2018, Vilnius, Lithuania

Сборник статей 21-й конференции молодых ученых «Наука – будущее Литвы»
ИНЖЕНЕРИЯ ТРАНСПОРТА И ОРГАНИЗАЦИЯ ПЕРЕВОЗОК, 4-5 мая 2018 г., Вильнюс, Литва

ŠALTOJO PROGRESINIO ŠTAMPAVIMO PROCESO STABILUMO RODIKLIŲ ANALIZĖ

Šarūnas Žiupka, Viktor Skrickij

*Vilniaus Gedimino technikos universitetas, Transporto inžinerijos fakultetas,
Mobiliųjų mašinų ir geležinkelių transporto katedra,
E-mail: sarunas.ziupka@stud.vgtu.lt; viktor.skrickij@vgtu.lt*

Santrauka. Progresiniu šampavimo (PŠ) būdu pagaminto gaminio proceso stabilumas gali būti apibendrintas, kaip gaminio parametrų sklaida pasiskirsčiusi leistinių nuokrypių ribose bei gaminio parametro vidurkio variacija nuo nominalios reikšmės. PŠ gamybinio proceso stabilumo vertinimas atliktas pasitelkiant proceso kokybės analizavimo rodiklius, kurių pagalba buvo išanalizuotas 4 skirtingų produktų pagamintų PŠ būdu proceso stabilumas. Gauti rezultatai parodė, jog pačio proceso sklaida yra nedidelė, tačiau kai kuriais atvejais rezultatai buvo nutolę nuo nominalios reikšmės, dėl ko reikia atlikti gamybinio proceso koregavimo veiksmus.

Reikšminiai žodžiai: progresinis šampavimas, gamybos proceso kokybės stabilumas, stabilumo rodikliai, proceso sklaida, proceso centravimas.

Įvadas

PŠ yra vienas pagrindinių ir plačiausiai naudojamų metalo apdirbimo metodų automobilių detalių gamyboje. PŠ skiriasi nuo paprasto šampavimo tuo, kad sudėtingos geometrijos detalė yra pagaminama keliais žingsniais tuo pačiu šampavimo įrankiu (žingsnių skaičius gali kisti nuo 2 iki 50). Pagrindinė PŠ problema, su kuria tenka susidurti praktikoje yra stabilaus gamybos proceso užtikrinimas gaminant didelius kiekius automobilių detalių, kurių specifiniai kokybės reikalavimai yra labai griežti.

Proceso stabilumo įvertinimas yra kiekybinis rodiklis, kuris parodo dabartinį ir tikėtiną būsimo produkto specifikacijos variacijos įvertinimą (Bothe 1992; Spiring 1995; Chan *et al.* 1988; Montgomery 2005). Gaminamos produkcijos kokybinis įvertinimas priklauso nuo gamina- mos produkcijos proceso pozicijos, užduotos specifikacijos ribose ir sklaidos. Kitaip tariant proceso stabilumas gali būti apibrėžiamas, kaip proceso sugebėjimas patenkinti kliento nurodytus leistinius gaminamos produkcijos nuokrypius. Visas gamybinis procesas yra klasifikuojamas, kaip stabilus (angl. “Capable”) ir nestabilus (angl. “Incapable”). Taigi proceso stabilumo analizė ir apibrėžia santykį tarp gamybinio proceso gebėjimo ir kliento poreikių (produkcijos leistinių nuokrypių).

Pirmasis literatūroje pasirodęs proceso stabilumo rodiklis yra C_p , kurį dar vadina tikslumo rodikliu (Kane 1986). Šis rodiklis apibrėžiamas, kaip specifikacijos plo-

čio ir proceso plitimo santykis. Rodiklis C_p paprasčiausiai nustato specifikacijos pasiskirstymą 6-ių sigma (6δ) proceso plotyje (Kotz, Johanson 2002; Montgomery 2005) ir apskaičiuojamas:

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\delta}, \quad (1)$$

čia: δ yra standartinis proceso nuokrypis, USL ir LSL yra viršutinė ir apatinė produkto leistinių nuokrypių ribos.

C_p vertė suteikia skaitinį proceso variacijos sklaidos apibendrinimą, todėl gamybos proceso kokybės būklę galima apibrėžti pagal C_p vertę, kuri yra apibendrinta 1 lentelėje.

1 lentelė. Proceso kokybės būklės apibendrinimas pagal C_p rodiklio vertę.

Proceso kokybės būklė	C_p vertė
Nuostabus	$2.00 \leq C_p$
Puikus	$1.67 \leq C_p \leq 2.00$
Stabilus	$1.33 \leq C_p \leq 1.67$
Patenkinamas	$1.00 \leq C_p \leq 1.33$
Neadekvatus	$0.67 \leq C_p \leq 1.00$
Prastas	$C_p < 0.67$

Proceso stabilumo rodiklio reikšmė C_p neapibūdina, kur proceso vidurkis yra pasiskirstęs specifikacijos plotyje, o tik nurodo proceso sklaidą. 1986 metais Kane pristatė C_{pk} rodiklį, kad būtų išspręsta ši problema. Rodiklis C_{pk}

parodo, kaip procesas pasiskirsto jam užduotose specifikacijos ribose. Rodiklis C_{pk} apskaičiuojamas (Kotz, Johanson 2002; Montgomery 2005):

$$C_{pk} = \min\left(\frac{USL - \mu}{3\delta}, \frac{\mu - LSL}{3\delta}\right), \quad (2)$$

čia: μ – proceso sklaidos vidurkis; δ – standartinis proceso nuokrypis.

Pasitelkiant šį rodiklį negaunama informacijos ar pats procesas yra centruotas tarp produkto leistinųjų nuokrypių ribų. Hsiang ir Taguchi (1985) pristatė C_{pm} rodiklį, kuris yra koncentruotas į produkto konkrečią vertę, leistinųjų nuokrypių ribose, įvesdamas papildomą narį T (angl. „Target value“ – siekiama vertė).

Rodiklis C_{pm} yra koncentruotas matuoti proceso sklaidą nuo siekiamo rezultato ir atspindi proceso sklaidos centravimo laipsnį (Wu *et al.* 2009) ir skaičiuojamas:

$$C_{pm} = \frac{(USL - LSL)}{6\sqrt{\delta^2 + (\mu - T)^2}}, \quad (3)$$

čia: μ yra proceso vidurkis, o T (angl. „Target value“ – siekiama vertė).

Rodiklis C_{pm} dažniausiai yra naudojamas analizuoti ar produkto specifikacija yra arti jo siekiamo rezultato ir rezultatas atspindi tikslinių duomenų tankumą. Tačiau pats rodiklis C_{pm} yra neįtakojamas proceso pokyčiams (Leung, Spiring 2007).

Wu *et al.* (1992) pasiūlė rodiklį C_{pmk} , kuris suderina C_p , C_{pk} ir C_{pm} rodiklius. Pasiūlytas rodiklis įspėja vartotoją, kada proceso variacija padidėja ir/arba proceso vidurkis pasislenka nuo jo siekiamos vertės. C_{pmk} rodiklis (Wu *et al.* 2009) apskaičiuojamas:

$$C_{pmk} = \min\left\{\frac{(USL - \mu)}{3\sqrt{\delta^2 + (\mu - T)^2}}; \frac{(\mu - LSL)}{3\sqrt{\delta^2 + (\mu - T)^2}}\right\}, \quad (4)$$

Dar vienas proceso vertinimo rodiklis neseniai pasirodęs literatūroje yra rodiklis C_a . Šis rodiklis yra koncentruotas į proceso vidurkį ir randamas pagal formulę (5) (Kaya, Kahraman 2010; Pearn, Kotz 2006):

$$C_a = 1 - \frac{|\mu - m|}{d}, \quad (5)$$

čia: m yra USL ir LSL sumos vidurkis, o d yra šitų parametrų skirtumo vidurkis.

Kaya ir Kahraman (2010) ištyrė, kad šis rodiklis padeda pašalinti operatoriaus klaidas. Todėl rodiklis C_a matuoja tik proceso centravimo laipsnį ir atspindi proceso tikslumą.

Visi aukščiau išvardinti matavimo būdai yra gamybinio proceso analizavimo priemonės. Greenwich ir Jahr-Schaffrath (1995) pristatė nestabilumo rodiklį, dar vadinamą C_{pp} , kuris dažniausiai yra naudojamas kritikuoti procesą:

$$C_{pp} = \left(\frac{\mu - T}{D}\right)^2 + \left(\frac{\sigma}{D}\right)^2, \quad (6)$$

čia: $D = (USL - LSL)/6$.

Skirtingai, negu kitiems minėtiems rodikliams, kylant C_{pp} skaitinei vertei, proceso nestabilumas yra didesnis. 2 lentelėje yra apibendrintos C_{pp} vertės ir proceso kokybės būklė.

2 lentelė. Proceso kokybės būklės apibendrinimas pagal C_{pp} rodiklio vertę.

Proceso kokybės būklė	C_{pp} vertė
Nuostabus	$C_{pp} \leq 0.25$
Puikus	$0.25 < C_{pp} \leq 0.36$
Stabilus	$0.36 < C_{pp} \leq 0.44$
Patenkinamas	$0.44 < C_{pp} \leq 0.56$
Neadekvatus	$0.56 < C_{pp} \leq 1.00$
Prastas	$C_{pp} > 1.00$

Atlikus literatūros analizę buvo nustatyta, jog patogiausias bei dažniausiai naudojamas įrankis produkcijos gamybos proceso stabilumui skaičiuoti yra rodiklių C_p ir C_{pk} skaičiavimas, kadangi šie rodikliai apibrėžia proceso sklaidą bei proceso sklaidos vidurkį, kai proceso leistinųjų nuokrypių ribos yra simetriškos. Šie du rodikliai nustato ar procesas yra stabilus ir ar yra leistinųjų nuokrypių ribose, taip suteikdami informaciją ar reikia tobulinti gamybinį procesą.

Ekspimento aprašymas

Šiame darbe yra tiriamos keturios progresyviu būdu štampuotos detalės, kurių storai, kaip ir geometrinės formos yra skirtingos. Detalės A storis – 0,9 mm, B detalės – 1,0 mm, C detalės – 2,0 mm ir D detalės – 2,5 mm. Visos šios detalės yra gaminamos iš cinku dengto plieno, kurio takumo riba yra nuo 140 N/mm² iki 400 N/mm². Visų detalių nuotraukos pateiktos 1 pav.



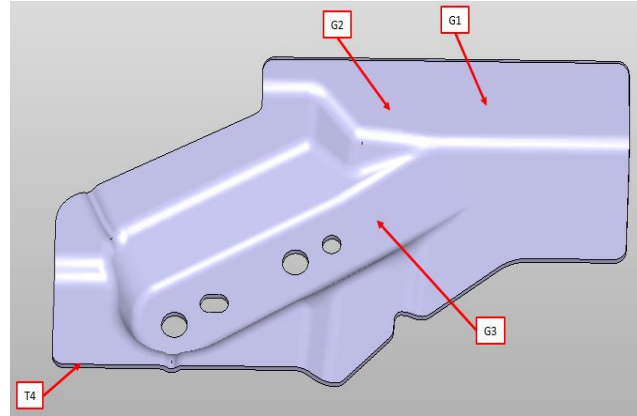
1 pav. Tiriamos detalės A, B, C ir D

Atliekant tyrimą kiekvienos detalės imtis buvo 30 vienetų ir kiekviena detalė buvo matuota po vieną kartą su koordinacių matavimo mašina „CE Johansson CMM“, kurios matavimo paklaida gali būti 0,00002 mm, o matavimas vyksta automatinio būdu nuo nominalios konkrečios detalės 3D CAD modelio. 2 paveikslėlyje pavaizduota koordinacių matavimo mašina „Johansson“.

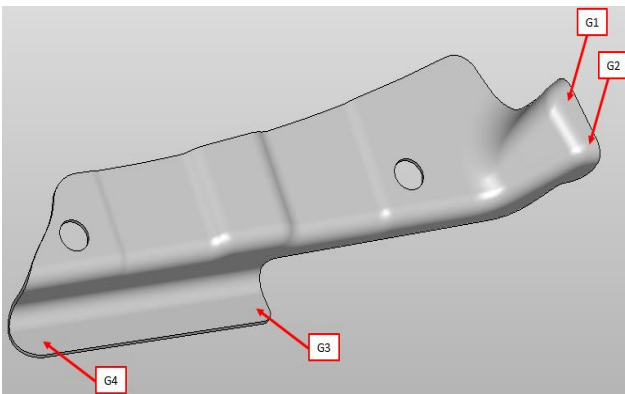
Matuojant visas 4 skirtingas detales buvo priimta, kad parametrų išsibarstymas yra normalusis. Kiekvienoje detalėje buvo parinkti svarbiausi paviršių bei kirtimo linių taškai, kurie ir buvo analizuojami. Detalės A, kurios storis yra 0,9 milimetro buvo stebimi 4 svarbiausi paviršių taškai: G1, G2, G3 ir G4, kurie yra parodyti 3 pav.



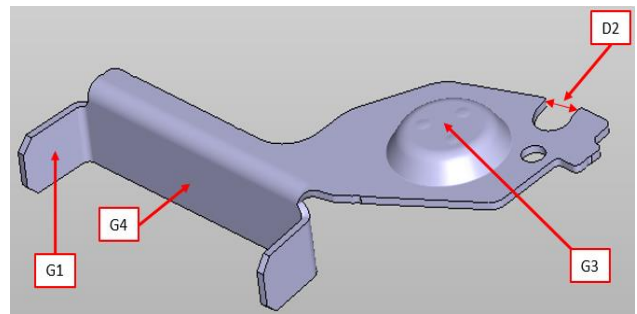
2 pav. Koordinacių matavimo mašina “CE Johansson”



5 pav. Detalės C analizuojami paviršiaus taškai G1, G2, G3 ir kirtimo linijos taškas T4

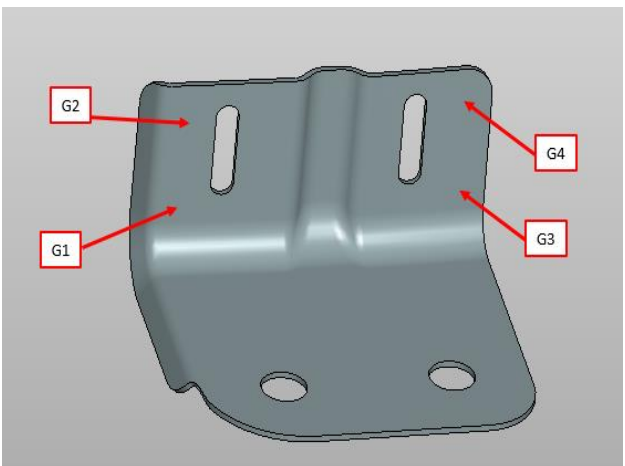


3 pav. Detalės A analizuojami paviršiaus taškai G1, G2, G3, G4



6 pav. Detalės D analizuojami paviršiaus taškai G1, G3, G4 ir atstumas D2

Detalės B, kurios storis yra 1,0 milimetro buvo stebimi 4 svarbiausi formuojamo paviršiaus taškai: G1, G2, G3 ir G4, kurie yra parodyti 4 pav.



4 pav. Detalės B analizuojami paviršiaus taškai G1, G2, G3, G4

Detalės C, kurios storis yra 2,0 milimetro buvo stebimi 3 svarbiausi formuojamo paviršiaus taškai: G1, G2, G3 ir vienas kertamo kontūro taškas T4, kurie yra parodyti 5 pav.

Detalės D, kurios storis yra 2,5 milimetro buvo stebimi 3 svarbiausi formuojamo paviršiaus taškai: G1, G3, G4 ir kertamo kontūro atstumas D2, kurie yra parodyti 6 pav.

Detalių statistinė analizė

Detalės A statistinės analizės rezultatai pateikti 3 lentelėje. Iš gautų rezultatų galime matyti, kad statistiniai rodikliai C_p ir C_{pm} , kaip C_{pk} ir C_{pmk} yra vienodi, tai reiškia, kad pasirinktų detalių siektina vertė atitinka proceso leistinųjų nuokrypių centrą. Todėl analizuojant detales B, C ir D naudojami tik C_p ir C_{pk} rodikliai. Gauti rezultatai pateikti lentelėse 4, 5 ir 6.

3 lentelė. Detalės A proceso analizės rodiklių vertės

	G1	G2	G3	G4
C_p	2,98	2,09	4,36	1,82
C_{pk}	-0,22	0,09	1,95	1,72
C_{pm}	2,98	2,09	4,36	1,82
C_{pmk}	-0,22	0,09	1,95	1,72
C_a	2,07	1,95	0,45	0,94
C_{pp}	0,23	0,46	0,11	0,60

4 lentelė. Detalės B proceso analizės rodiklių vertės

	G1	G2	G3	G4
C_p	1,99	0,74	1,72	0,77
C_{pk}	1,57	0,40	1,60	0,64
C_a	0,78	0,53	0,93	0,84
C_{pp}	0,50	3,58	0,67	3,39

5 lentelė. Detalės C proceso analizės rodiklių vertės

	G1	G2	G3	T4
C_p	6,29	14,82	21,78	20,53
C_{pk}	2,42	7,19	15,70	18,14
C_a	0,38	1,51	1,28	1,12
C_{pp}	0,05	0,01	0,004	0,01

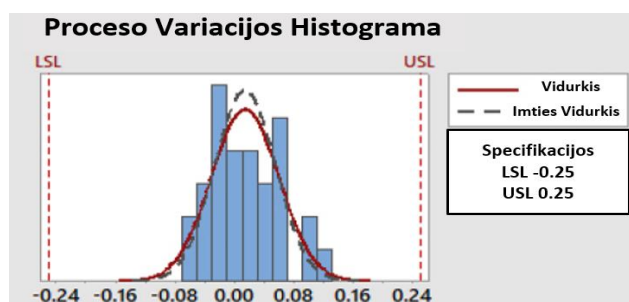
6 lentelė. Detalės D proceso analizės rodiklių vertės

	G1	G3	G4	D2
C_p	4,21	12,87	2,44	13,43
C_{pk}	4,07	9,86	-2,13	11,17
C_a	1,03	0,77	-0,87	1,17
C_{pp}	0,11	0,01	0,34	0,01

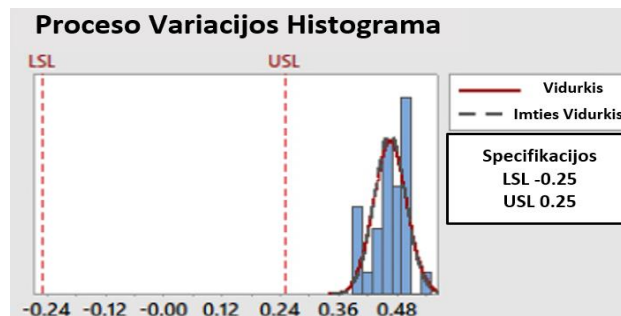
Iš gautų rezultatų sudarytoje histogramoje matyti, kokios sklaidos yra procesas ir kaip proceso vidurkis yra nutolęs nuo vidutinės padėties. A detalės histograma taškui G4 pateikta 7 pav.

Iš šios histogramos galima spręsti, kad procesas yra išcentruotas, o proceso sklaida neviršija leistinųjų nuokrypių- procesas stabilus.

Tačiau, analizuodami PŠ procesą D detalės gamyboje matome, kad proceso sklaida gali būti labai siaura, tačiau procesas yra labai blogai centruotas, kaip D detalės taškas G4, kurio histograma pateikta 8 pav.



7 pav. Analizuojamos detalės A taško G4 sklaidos ir proceso variacijos histograma



8 pav. Analizuojamos detalės D taško G4 sklaidos ir proceso variacijos histograma

Išvados

Išnagrinėti 6 gamybinio proceso stabilumo analizavimo metodai ir praktiškai pritaikyti analizuojant progresinį šampavimo procesą. PŠ proceso analizei pasirinkti tradiciniai ir dažniausiai naudojami parametrai C_p ir C_{pk} .

Tyrimo metu buvo nustatyta proceso sklaida bei variacija. Iš surinktų eksperimentinių duomenų galime matyti, kad PŠ proceso sklaida formuojant paviršius, daugumoje atvejų yra siaura, tačiau kai kuriais atvejais proceso vidurkis išeina už leistinųjų ribų.

Žinant, kad proceso sklaida yra siaura, galime daryti prielaidą, kad atlikę nedidelius pakeitimus šampavimo įrankio formavimo žingsniuose proceso vidurkį galima perstumti į nominalią poziciją, taip užtikrinant proceso centruotą sklaidos variaciją.

Literatūra

- Kane, V. E. 1986. Process capability indices. *Journal of Quality Technology* 18: 41-52.
- Kotz, S., Johanson, N. 2002. Process capability indices, A review 1992-2000. *Journal of Quality Technology* 34: 2-19.
- Montgomery, D. C. 2005. *Introduction to statistical quality control*. New York: John Wiley & Sons.
- Wu, C. W., Pearn, W. L., Kotz, S. 2009. An overview of theory and practice on process capability indices for quality assurance. *International Journal of Production Economics* 117(2): 338-359.
- Leung, B. P.K., Spiring, F. 2007. Ajusted action limits for Cpm based on departures from normality. *International Journal of Production Economics* 107(1): 237-249.
- Chan, L. K., Cheng, S. W., Spiring, F. A. 1988. A New Measure of Process Capability: Cpm. *J. Qual. Technol.* 20(3): 162-175.
- Wu, C. W., Pearn, W. L., & Kotz, S. 2009. An overview of theory and practice on process capability indices for quality assurance. *International Journal of Production Economics*, 117(2), 338-359.
- Kaya, I., Kahraman, C. 2010. Development of Fuzzy accuracy index for decision amking problems. *Information Sciences* 180(6): 861-872.
- Greenwich, M.; Jahr-Schaffrath, B.L. 1995. A Process Incapability Index. *Int. J. Qual. Reliab. Manag.* 12(4): 58-71.
- Bothe, D. R. 1992. "A Capability Study for an Entire Product," *ASQC Qual. Congr. Trans.*, Vol. 46, pp. 172-178.
- Spiring, F. A. 1995. Process capability: A total quality management tool. *Total Quality Management* 6(1): 21-33.
- Hsiang, T.C., Taguchi, G. 1985. A tutorial on quality control and assurance — the Taguchi methods, I ASA Annual Meeting Las Vegas, Nevada, USA