



University
of Wrocław



ISSN 2029–2236 (print)
ISSN 2029–2244 (online)
SOCIALINIŲ MOKSLŲ STUDIJOS
SOCIAL SCIENCES STUDIES
2009, 2(2), p. 225–243

LATENTINĖS NUSIKALSTAMUMO DALIES PROGNOZAVIMO KLAUSIMU

Tomas Rudzkis

Mykolas Romeris universiteto Teisės fakulteto
Kriminologijos katedra
Ateities g. 20, LT-08303 Vilnius, Lietuva
Telefonas (+370 5) 2714 618
Elektroninis paštas crimlogd@mruni.eu

Pateikta 2009 m. kovo 31 d., parengta spausdinti 2009 m. birželio 15 d.

Anotacija. Šio straipsnio pirmojoje dalyje¹ buvo aprašytas metodas, kurį taikant, esant patenkintoms reikalaujamosioms prielaidoms, galima būtų įvertinti vieno iš veiksmų, suponuojančių kriminologinių rodiklių analizės rezultatų paklaidas, įtaką² ir šias paklaidas sumažinti, tai yra gauti patikimesnius nusikalstamumo rodiklių duomenis. Deja, aprašytajam modeliui būtina, kad būtų patenkintos gana griežtos pradinės (taikymo) sąlygos, priešingu atveju gauti rezultatai negalėtų būti laikomi patikimais. Šioje dalyje bus aptariamoms kelios minėto metodo modifikacijos, kurios padėtų išvengti vienos ar kitos taikymo prielaidos, t. y.

- 1 Rudzkis, T. Latentinės nusikalstamumo dalies prognozavimo klausimu. *Jurisprudencija*. 2008, 4(106): 88–92.
- 2 Vienas iš kriminologinės informacijos šaltinių – oficialūs duomenys apie registruotas nusikalstamas veikas arba ištirtus nusikaltimus ar nusikaltusius asmenis. Dėl įvairių priežasčių ne visos nusikalstamos veikos tampa žinomos teisėsaugos institucijoms arba jos gali tokias veikas neteisingai kvalifikuoti. Kitaip tariant, yra ir latentinė nusikalstamumo dalis, kurios neatspindi statistikos suvestinės. Konkrečiu laiko momentu nėra žinoma nei koks latentinio ir registruoto nusikalstamumo santykis (Bluvšteinas, J., et. al. *Kriminologija*. Vilnius, 1994, p. 44; Алексеев, А. И., et. al. *Криминалогия*. [Alekseev, A. I., et. al. *Criminology*]. Москва, 2000, p. 134), nei kaip jis kinta laike ar keičiasi jo struktūra, todėl darytina išvada, kad kriminologinių rodiklių analizės rezultatų paklaidoms atsirasti galimai turi įtakos ir šio santykio stabilumo rodiklis. Šis duomuo yra sudėtinis, ir viena jį veikiančių dedamųjų yra kintantis poslinkis tarp nusikalstamų veikų padarymo ir jų registravimo momentų. Šio dėmens įtakos kriminologinių rodiklių analizės rezultatų paklaidoms bei jų sumažėjimui analizuoti ir buvo skirta pirmoji šio straipsnio dalis.

būtų galima išplėsti aprašyto metodo taikymo atvejų aibę.

Reikšminiai žodžiai: *kriminologija, latentinis nusikalstamumas, kriminologinė analizė, statistiniai duomenys, nusikalstamumo rodiklių patikimumas, rezultatų paklaidos, matematiniai metodai.*

Įvadas

Nusikalstamumas, būdamas valstybei ir visuomenei pavojingas sąlyginai savarankiškas ir save determinuojantis socialinis teisinis reiškinys, pasižymi istoriniu kintamumu³, t. y. jo rodikliai erdvėje ir laike kinta. Nepaisant to, A. Ketlė jau XIX a. atskleidė, kad ilgesnį laiką išlikus stabiliems išoriniams ir vidiniams determinantams, nusikalstamumą apibūdinantys statistikos duomenys taip pat nedaug kinta⁴. Atsižvelgiant į tai ir buvo sukurtas pirmojoje šio straipsnio dalyje aprašytas metodas. Tačiau dėl jo santykinio paprastumo atsiranda keli trūkumai:

- šis metodas nėra tinkamas, kai dėl vidinių ar išorinių priežasčių pakinta duomenų struktūra (pavyzdžiui, pasikeičia nusikalstamų veikų registravimo tvarka⁵, teisės aktai, kriminalizuojantys arba dekriminalizuojantys tam tikras veikas, labiau pablogėja ekonominė padėtis, sukuriamos prielaidos didesnio masto emigracijai ar imigracijai);
- jei per analizuojamą laikotarpį nebuvo registruota nė viena tiriamosios rūšies nusikalstama veika, padarytų, bet dar neregistruotų nusikalstamų veikų įvertis taip pat bus lygus nuliui (kitais tariant, neturint jokios statistinės informacijos apie tiriamas veikas ir jų registravimo dispersiją, negalima daryti nors kiek reikšmingesnių išvadų apie tokių nusikalstamų veikų latentiskumo mastą). Taip pat rezultatai galimai bus mažiau tikslūs, jei per ataskaitinį laikotarpį registruota labai nedaug tiriamosios rūšies nusikalstamų veikų;
- modelio pagrindas – registruotų nusikalstamų veikų statistika. Tuo tarpu nusikalstamos veikos registravimo faktas dar nereiškia, kad ji buvo padaryta – dalis ikiteisminių tyrimų nutraukiami nenustačius nusikalstamų veikų požymių, ne-

3 Galinaitytė, J.; Rudzakis, T. Šiuolaikinės nusikalstamumo sampratos problema. *Jurisprudencija*. 2005, 70(62): 139.

4 Иншаков, С. М. *Зарубежная криминология*. [Inshakov, S.M. *Foreign criminology*]. Москва, 1997, p. 35.

5 Plg. Lietuvos Respublikos vidaus reikalų ministro 1992 m. kovo 13 d. įsakymą Nr. 162 „Dėl pareiškimų ir pranešimų apie nusikaltimus priėmimo, registravimo, apskaitos ir nagrinėjimo tvarkos policijos komisariatuose, nuovadose bei kitose vidaus tarnybos įstaigose laikinosios instrukcijos patvirtinimo ir įsigaliojimo“, Lietuvos Respublikos vidaus reikalų ministro 2000 m. liepos 19 d. įsakymą Nr. 312 „Dėl pareiškimų ir pranešimų apie nusikaltimus priėmimo, registravimo, apskaitos ir nagrinėjimo tvarkos policijos komisariatuose, nuovadose bei kitose vidaus tarnybos įstaigose laikinosios instrukcijos patvirtinimo ir įsigaliojimo“, Lietuvos Respublikos generalinio prokuroro 2003 m. balandžio 18 d. įsakymą Nr. I-58 „Dėl ikiteisminio tyrimo pradžios registravimo tvarkos ir rekomendacijų patvirtinimo“ ir Lietuvos Respublikos generalinio prokuroro 2008 m. rugpjūčio 11 d. įsakymą Nr. I-110 „Dėl rekomendacijų dėl ikiteisminio tyrimo pradžios ir jos registravimo tvarkos patvirtinimo“.

mažai perkvalifikuojama pagal kitus Baudžiamojo kodekso (toliau tekste – BK) straipsnius, t. y. tampa kita nei tiriamosios rūšies nusikalstama veika.

Dėl pastarojo trūkumo atsiranda poreikis sukaupti kuo daugiau duomenų, kadangi turimų duomenų kiekis atvirkščiai proporcingas paklaidos dydžiui (kitaip tariant, kuo daugiau duomenų, tuo mažesnė gauto įverčio paklaida). Tačiau neigiamos įtakos rezultato tikslumui turi papildomos paklaidos dėl registruotų nusikalstamų veikų statuso pokyčių (jų perkvalifikavimo pagal kitus BK straipsnius, ikiteisminių tyrimų pagal registruotas nusikalstamas veikas nutraukimo ir kt.), todėl siekiant išvengti šių nuokrypių vertinant padarytas, bet dar neregistruotas nusikalstamas veikas galima naudoti duomenis tik tokių registruotų nusikalstamų veikų, dėl kurių priimtas apkaltinamasis nuosprendis. Be abejo, šiuo atveju gal būt būtų susiduriama ir su duomenų apimties (nedidelio jų kiekio) problema, tačiau ją galima spręsti nustatant ilgesnį analizės laikotarpį⁶. Analogiškų priemonių reikėtų imtis ir tais atvejais, kai per analizuojamą laikotarpį nebuvo registruota nė viena arba registruota labai nedaug tiriamosios rūšies nusikalstamų veikų.

Atsižvelgiant į šio straipsnio pirmojoje dalyje aprašyto metodo trūkumus, straipsnio *tikslas* yra aprašyti matematinio modelio, kurį taikant sumažėtų kriminologinių rodiklių analizės rezultatų paklaidos, modifikacijos, sudarančios galimybes išplėsti šio modelio taikymo atvejų aibę. *Objektas* – latentinio nusikalstamumo formacija (lot. *formato* – pavidalo suteikimas) atsižvelgiant į nusikalstamumo rodiklių analizę. Straipsnyje taikomi dokumentų analizės, matematinės statistikos, sintezės bei apibendrinimo metodai.

1. Matematinio modelio modifikacijų prielaidos

Tobulinant aptariamąjį matematinį modelį, kurį taikant būtų galima sumažinti kriminologinės analizės rezultatų nuokrypius panaikinant nusikalstamų veikų registracijos vėlavimo dedamosios įtaką, belieka aptarti jo modifikacijas, kurios dažnai gali būti taikomos, kai dėl vidinių ar išorinių priežasčių pakinta duomenų struktūra. Maža to – jos gali būti taikomos ir tiriant atvejį, kai aptariamasis modelis atsižvelgiant į turimus duomenis yra ne trikampio, o trapecijos struktūros (t. y. kai turima duomenų už didesnę nusikalstamų veikų registracijos vėlavimo metų skaičių, negu nagrinėjamas nusikalstamų veikų padarymo laikotarpis).

Atsižvelgiant į prielaidas šias modifikacijas galima skirti į tris grupes⁷:

-
- 6 Su sąlyga, kad lieka įgyvendintos reikalaujamos modelio prielaidos, t. y. tiriamuoju laikotarpiu išliekanti gana stabiliam nusikalstamumo paplitimui ir nekintančiai vėluojamą registruoti nusikalstamų veikų daliai.
 - 7 Kuriant šias modifikacijas, remtasi Berquist, J. R.; Sherman, R. E. Loss Reserve Adequacy Testing: a Comprehensive, Systematic Approach. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 1977, LXVII: 135–142; Taylor, G. Regression Models in Claims Analysis I: Theory. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 1987, LXXIV: 354–383; Taylor, G. Regression Models in Claims Analysis II: Numerical Examples. In *Casualty Loss Reserve Seminar Transcript* [interaktyvus]. 1987. [žiūrėta 2009-02-03]. <<http://casact.org/library/CLRS87Trans/CLRS87.pdf>>; Barnett, G.; Zehnwith, B. Best estimates for reserves. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 2000, LXXXVII (part 2): 245–321; Murphy, D. M. Unbiased Loss Development Factors. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 1994, LXXXI: 154–222; Doray, L. G. UMVUE of the IBNR rezerve in a lognormal linear regression model. *Insurance: Mathematics and Economics*. 1996, 18(1): 43–57; Hoedemakers, T., et. al. On the distribution of discounted loss reserves using generalized

- I ir V modifikacijos remiasi prielaida, kad nusikalstamų veikų padarymo ir jų registravimo datos yra susiję dydžiai (pavyzdžiui, jei pirmame stulpelyje pateikiami skaičiai pastebimai didėja, galima teigti, jog dėl kažkokios priežasties ilgėja ir laiko tarpas tarp nusikalstamų veikų padarymo bei jų užregistravimo);
- II modifikacijai išlieka pagrindinis aptariamojo modelio reikalavimas (kitaip tariant, dėl vidinių ar išorinių priežasčių pakitus duomenų struktūrai, šia metodo modifikacija naudotis negalima);
- taikant III, IV, ir VI modifikacijas, kaip ir pirmojoje klasifikacijos grupėje, atmetama prielaida, kad vėlavimas registruoti nusikalstamas veikas nepriklauso nuo tų veikų padarymo momento. Tik šiuo atveju konstruojama dar didesnė šių dydžių priklausomybė (eksponentinė palyginti su tiesine regresija pirmuoju atveju).

Toliau visas šias modifikacijas aptarsime detaliau. Kad būtų patogiau, priminsime pagrindinius aptariamojo matematinio modelio žymėjimus⁸:

$CBNRC$ – padarytų, bet dar neregistruotų nusikalstamų veikų skaičius;

C_{ij} – nusikalstamų veikų, padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų iki j laikotarpio pabaigos (t. y. akumuluotų), skaičius (žr. 1 lentelę).

1 lentelė. Nusikalstamų veikų skaičiaus išdėstymas pagal jų padarymo ir registravimo laikotarpius

	0	1	2	...	j	...	k
0	C_{00}	C_{01}	C_{02}	...	$C_{0,j}$...	$C_{0,k}$
1	C_{10}	C_{11}	C_{12}	...	$C_{1,j}$...	
2	C_{20}	C_{21}	C_{22}	...	$C_{2,j}$		
...			
i	$C_{i,0}$	$C_{i,1}$	$C_{i,2}$				
...					
k	$C_{k,0}$						

linear models. *Scandinavian Actuarial Journal*. 2005, 2005(1): 25–45; Antonio, K., et. al. Lognormal Mixed Models for Reported Claim Reserves. *North American Actuarial Journal*. 2006, 10(1): 30 – 48; Antonio, K.; Goovaerts, M.; Hoedemakers, T. On the distribution of discounted loss reserves. *Medium Econometrische Toepassingen*. 2004, 12(3): 12–16; Mack, T. Which stochastic model is underlying the chain ladder method? *Insurance: Mathematics and Economics*. 1994, 15(2-3): 133–138; Mack, T.; Venter, G. G. A Comparison of Stochastic Models that Reproduce Chain Ladder Reserve Estimates. *Insurance: Mathematics and Economics*. 2000, 26(1): 101–107; Skurnick, D. A Survey of Loss Reserving Methods. In *Casualty Actuarial Society Forum*. Arlington, 2001, p. 393–428; Taylor, G. Separation of Inflation and Other Effects from the Distribution of Non-life Insurance Claim Delays. *Astin Bulletin*. 1977, 9(1-2): 219–203; Beard, R. E. Verification of Outstanding Claim Provisions – Separation Technique. *Astin Bulletin*. 1977, 9(1-2): 26–32; Eshita, N. An Estimation of Claims Distribution. *Astin Bulletin*. 1997, 9 (1-2): 111–118; Doray, L. G. IBNR Reserve under a Loglinear Location-scale Regression Model. In *Casualty Actuarial Society Forum*. Arlington, 1994, p. 607–652.

8 Rudzkis, T., p. 89–90.

Teikiant praktinius šių alternatyvų taikymo pavyzdžius (skaitines išraiškas), naudosis pirmojoje šio straipsnio dalyje pateiktais hipotetiniais duomenimis apie turto prievartavimus 2003–2006 m. (kad būtų patogiau, pakartoti 2 lentelėje).

2 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. hipotetiniai duomenys

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	
2005	300	310		
2006	200			

2. Matematinio modelio variacijų pagrindimas

2.1. I modifikacija

Kiekvienam augimo koeficiento d (t. y. koeficiento, atspindinčio perėjimo nuo 1 lentelės stulpelio j iki $j+1$ proporcija): $d_{ij} = \frac{C_{i,j+1}}{C_{ij}}$ (1) lentelės stulpeliui taikomas tiesinės regresijos metodas, t. y. $\forall j: j = 0 \div k - i - 1$, kai $i = 0 \div k - 1$ ieškoma tokių \hat{a}_j ir \hat{b}_j , kad $\hat{a}_j \cdot i + \hat{b}_j$ atitiktų žinomus $d_{i,j}$. Kitaip tariant:

$$\hat{a}_j = \frac{n \cdot \sum_i (i \cdot d_{ij}) - \sum_i i \cdot \sum_i d_{ij}}{n \cdot \sum_i i^2 - (\sum_i i)^2}; \tag{2}$$

$$\hat{b}_j = \frac{\sum_i d_{ij} \cdot \sum_i i^2 - \sum_i i \cdot (\sum_i i \cdot d_{ij})}{n \cdot \sum_i i^2 - (\sum_i i)^2}. \tag{3}$$

$$\text{Tuomet } d_{i,j} = a_j \cdot i + b_j, \forall j: j = 0 \div k - 3 \text{ ir } \forall i \ i = k - j \div k. \tag{4}$$

Paskutinių dviejų stulpelių $\hat{d}_{i,j}$ reikšmes apskaičiuoti naudojamos atskiros formulės:

$$\hat{d}_{i,k-1} = d_{0,k-1}, \text{ kai } i = 1 \div k \text{ ir } \hat{d}_{i,k-2} = \frac{1}{2} (d_{0,k-2} + \hat{d}_{1,k-2}), i = 2 \div k. \tag{5}$$

Tuomet:

$$\hat{C}_{ij}(j > k - i) = C_{i,k-1} \prod_{h=k-1}^{j-1} \hat{d}_{ih} \quad (6)$$

Pagal 2 lentelėje pateiktus duomenis ir pasinaudoję (1) formule, apskaičiuojame augimo koeficientus \hat{d}_{ij} :

3 lentelė. Augimo koeficiento d trikampis (I modifikacija)

	0	1	2
0	1,077	1,036	1,017
1	1,063	1,029	
2	1,033		

Šioms reikšmėms pritaikę (2) ÷ (5) formules, gauname: $\hat{d}_0 = 1,014$, $\hat{d}_1 = 1,033$ ir $\hat{d}_2 = 1,017$. Taip koeficientų \hat{d}_j matrica įgis tokį pavidalą:

4 lentelė. Augimo koeficiento \hat{d} trikampis (I modifikacija)

	0	1	2
0	1,077	1,036	1,017
1	1,063	1,029	1,017
2	1,033	1,033	1,017
3	1,014	1,033	1,017

Atitinkamai, pagal (6) formulę apskaičiuojame \hat{C}_j reikšmes:

$$\hat{C}_{31} = C_{30} \hat{d}_{30} = 203 ;$$

$$\hat{C}_{22} = C_{21} \hat{d}_{21} = 320 ;$$

$\hat{C}_{13} = C_{12} \hat{d}_{12} = 356$ ir analogiškai apskaičiuojame likusias 5 lentelės dalis. Taigi 2 lentelė įgyja tokį pavidalą:

5 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. skaičiaus įvertis (I modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	356
2005	300	310	320	325
2006	200	203	209	213

Galiausiai apskaičiuojamas padarytų, bet tik vėliau registruojamų turto prievartavimų skaičius *CBNRC*:

$$CBNRC = \sum_{h=1}^3 CBNRC_h = (356 - 350) + (325 - 310) + (213 - 200) = 34 .$$

2.2. II modifikacija

Esant šiai modifikacijai išlaikoma prielaida, kad kiekvieno 1 lentelės stulpelio duomenys yra proporcingi, t. y. nepriklauso nuo atsitiktinių svyravimų. Tik šiuo atveju augimo koeficientas \hat{d}_k apskaičiuojamas pagal svertinius vidurkius $w_{i,j}$, tuo tarpu pagrindiniame modelyje f_j (nusikalstamų veikų registracijos vėlavimo koeficientas) buvo tiesiogiai proporcingas C_{ij} pokyčiui:

$$\hat{d}_h = \frac{\sum_{i=0}^{k-h-1} w_{ih} d_{ih}}{\sum_{i=0}^{k-h-1} w_{ih}} . \tag{7}$$

Atkreiptinas dėmesys, kad tai, kokius $w_{i,j}$ pasirinkti, priklauso nuo tyrimą atliekančio asmens. Pavyzdžiui, norint suteikti daugiau reikšmės naujiems, o ne seniems duomenims, galima prilyginti $w_h = (i + h + 1)^2$. (8)

Pagal (7) ir (8) formules apskaičiuojame $w_{i,j}$ ir \hat{d}_k ($k = 0 \div 2$):

$w_{00} = 1$; $w_{01} = 4$; $w_{02} = 9$ ir kt.;

$$\hat{d}_0 = \frac{w_{00} \cdot d_{00} + w_{10} \cdot d_{10} + w_{20} \cdot d_{20}}{w_{00} + w_{10} + w_{20}} = \frac{1 \cdot 1,077 + 4 \cdot 1,063 + 9 \cdot 1,033}{1 + 4 + 9} = 1,045 \text{ ir t. t. (žr.}$$

6 lentelę).

6 lentelė. Augimo koeficiento \hat{d} trikampis (II modifikacija)

	0	1	2
0	1,077	1,036	1,017
1	1,063	1,029	1,017
2	1,033	1,031	1,017
3	1,045	1,031	1,017

Pagal (6) formulę, apskaičiuojame \hat{C}_{ij} reikšmes:

$$\hat{C}_{31} = C_{30} \hat{d}_0 = 209 ;$$

$$\hat{C}_{22} = C_{21} \hat{d}_1 = 320 ;$$

$$\hat{C}_{13} = C_{12} \hat{d}_2 = 356 \text{ ir t. t. (žr. 7 lentelę).}$$

7 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. skaičiaus įvertis (II modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	356
2005	300	310	320	325
2006	200	209	215	219

Padarytų, bet tik vėliau registruojamų turto prievartavimų skaičius $CBNRC$:

$$CBNRC = \sum_{h=1}^3 CBNRC_h = (356 - 350) + (325 - 310) + (219 - 200) = 40 .$$

2.3. III modifikacija

β_j pažymėję augimo greitį (t. y. augimo koeficiento d pokyčio dydį) j -tuoju plėtros laikotarpiu, kiekvienam 1 lentelės stulpeliui išveskime eksponentinę kreivę $C_{ij} = \alpha_j \exp(\beta_j \cdot i)$. Norėdami įvertinti α_j ir $\hat{\beta}_j$, logaritmine transformacija suveskime minėtą eksponentinę kreivę į tiesinės regresijos formatą $\ln(C_{ij}) = a_j + \beta_j \cdot i$, čia $\hat{a}_j = \ln(\hat{\alpha}_j)$ (9). Kadangi paskutinis $\hat{\beta}_j$ matricos stulpelis susideda tik iš vieno elemento, pažymėkime $\beta_k = \beta_{k-1}$.

Gavę visus $\hat{\beta}_j$ įverčius ir pasinaudoję formule $c'_{ij} = \gamma_j^{k-i-j} c_{ij}$, kur $\hat{\gamma}_j = \exp(\hat{\beta}_j)$ (10), sudarome modifikuotą analogiškos 1 lentelei struktūros nusikalstamų veikų, padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų j laikotarpiu (t. y. neakumuliuotų), skaičiaus (C'_{ij}) lentelę.

Tada kiekvienam šios lentelės trikampio stulpeliui apskaičiuojame svartinį vidurkį:

$$c'_j = \frac{\sum_{i=0}^{k-j} w_{ij} c'_{ij}}{\sum_{i=0}^{k-j} w_{ij}} . \quad (11)$$

Naudodamiesi šiais įverčiais užpildome likusias minėtos lentelės skiltis ir, pasinaudoję formule $c_{ij} = \gamma_j^{i+j-k} c'_j$ (12), atkuriamo neakumuliuotų nusikalstamų veikų (t. y. padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų j laikotarpiu) skaičiaus lentelę. Norint apskaičiuoti *CBNRC*, paskutiniame etape šią lentelę transformuojame taip, kad jos duomenys atspindėtų akumuliuotų nusikalstamų veikų (t. y. padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų iki j laikotarpio pabaigos) skaičių.

Kadangi tiesinė regresija taikoma transformuotiems C_{ij} , perskaičiuokime 2 lentelės duomenis (žr. 8 lentelę):

8 lentelė. $\ln(C_{ij})$ matrica (III modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičiaus)			
	0	1	2	3
2003	5,561	5,635	5,670	5,687
2004	5,768	5,829	5,858	
2005	5,704	5,737		
2006	5,298			

Pasinaudoję (2), (3) ir (9) formulėmis, gauname:

9 lentelė. $\hat{\alpha}_j$, $\hat{\beta}_j$ ir $\hat{\gamma}_j$ reikšmės (III modifikacija)

j	$\hat{\alpha}_j = \ln(\hat{\alpha}_j)$	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\gamma}_j = \exp(\hat{\beta}_j)$
0	5,796	-0,085	0,918
1	5,632	0,051	1,052
2	5,482	0,188	1,207
3	–	0,188	1,207

10 lentelė. Turto prievartavimų, padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų j laikotarpiu (t. y. neakumuliuotų), skaičius

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota, (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	260	20	10	5
2004	320	20	10	
2005	300	10		
2006	200			

c_{ij} matricos (žr. 10 lentelę) duomenims pritaikę (10) formulę, gausime c'_{ij} reikšmes (žr. 11 lentelę):

$$c'_{00} = \hat{\gamma}_0^{3-0-0} c_{00} = 0,918^3 \cdot 260 = 201 ;$$

$$c'_{10} = \hat{\gamma}_0^{3-1-0} c_{10} = 0,918^2 \cdot 320 = 270 ;$$

$$c'_{01} = \hat{\gamma}_1^{3-0-1} c_{01} = 1,052^2 \cdot 20 = 22 \text{ ir analogiškai apskaičiuojame likusias lentelės dalis.}$$

11 lentelė. c'_{ij} reikšmės (III modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota, (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	201	22	12	5
2004	270	21	10	
2005	275	10		
2006	200			

Pasirinkę duomenų svorius (pvz., $w_{ij} = i + j + 1$) ir remdamiesi (11) formule, apskaičiuojame \hat{c}'_j (žr. 12 lentelę):

$$\hat{c}'_1 = \frac{w_{01} \cdot c'_{01} + w_{11} \cdot c'_{11} + w_{21} \cdot c'_{21}}{w_{01} + w_{11} + w_{21}} = \frac{2 \cdot 22 + 3 \cdot 21 + 4 \cdot 10}{2 + 3 + 4} = 16 ;$$

$$\hat{c}'_2 = \frac{w_{02} \cdot c'_{02} + w_{12} \cdot c'_{12}}{w_{02} + w_{12}} = \frac{3 \cdot 12 + 4 \cdot 10}{3 + 4} = 11 ;$$

$$\hat{c}'_3 = \frac{w_{03} \cdot c'_{03}}{w_{03}} = c'_{03} = 5 .$$

12 lentelė. \hat{c}'_j reikšmės (III modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota, (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	201	22	12	5
2004	270	21	10	5
2005	275	10	11	5
2006	200	16	11	5

Toliau reikia pertvarkyti gautus duomenis, kad jie atitiktų pradinę būseną prieš jų modifikaciją. Pasinaudoję (12) formule, apskaičiuojame \hat{c}'_j :

$\hat{c}_{31} = \hat{\gamma}_1^{3+1-3} \hat{c}'_1 = 1,207 \cdot 16 = 19$;
 $\hat{c}_{22} = \hat{\gamma}_2^{2+2-3} \hat{c}'_2 = 1,207 \cdot 11 = 13$;
 $\hat{c}_{32} = \hat{\gamma}_2^{3+2-3} \hat{c}'_2 = 1,207^2 \cdot 11 = 16$ ir analogiškai apskaičiuojame likusias 13 lentelės dalis.

13 lentelė. \hat{c}'_j reikšmės (III modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	260	20	10	5
2004	320	20	10	6
2005	300	10	13	7
2006	200	19	16	9

Belieka 13 lentelės duomenis glaustai perrašyti (žr. 14 lentelę) ir apskaičiuoti padarytų, bet tik vėliau registruojamų turto prievartavimų skaičių *CBNRC*.

14 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. skaičiaus įvertis (III modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	356
2005	300	310	323	330
2006	200	219	235	244

$$CBNRC = \sum_{h=1}^3 CBNRC_h = (356 - 350) + (330 - 310) + (244 - 200) = 70 .$$

2.4. IV modifikacija

Šis metodas – savotiška anksčiau aprašytos III modifikacijos variacija. Apskaičiavę $\hat{\gamma}_j$ ir pažymėję $\hat{\gamma}_k = 1$, juos transformuojame į $\hat{\gamma}'_j$:

$$\hat{\gamma}'_j = \frac{w_j \hat{\gamma}_j + (w_1 - w_j) \hat{\gamma}_1}{w_1} ; \tag{13}$$

čia $w_j = (k - j)^2$;

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_{j=0}^k w_j \hat{\gamma}_j}{\sum_{j=0}^k w_j} .$$

Tollesni veiksmai analogiški aprašytiems III modifikacijoje.

9 lentelės duomenims (pažymėję $\hat{\gamma}_3 = 1$) pritaikę (13) formulę, gausime:

$$\hat{\gamma} = \frac{w_0 \cdot \hat{\gamma}_0 + w_1 \cdot \hat{\gamma}_1 + w_2 \cdot \hat{\gamma}_2 + w_3 \cdot \hat{\gamma}_3}{w_0 + w_1 + w_2 + w_3} = \frac{9 \cdot 0,918 + 4 \cdot 1,052 + 1 \cdot 1,207 + 0 \cdot 1}{9 + 4 + 1 + 0} = 0,977 ;$$

$$\hat{\gamma}'_0 = \frac{w_0 \hat{\gamma}_0 + (w_1 - w_0) \hat{\gamma}}{w_1} = \frac{9 \cdot 0,918 + (4 - 9) \cdot 0,977}{4} = 0,844 ;$$

$$\hat{\gamma}'_1 = \frac{w_1 \hat{\gamma}_1 + (w_1 - w_1) \hat{\gamma}}{w_1} = \frac{4 \cdot 1,052 + (4 - 4) \cdot 0,977}{4} = 1,052 ;$$

$$\hat{\gamma}'_2 = \frac{w_2 \hat{\gamma}_2 + (w_1 - w_2) \hat{\gamma}}{w_1} = \frac{1 \cdot 1,207 + (4 - 1) \cdot 0,977}{4} = 1,035 ;$$

$$\hat{\gamma}'_3 = \frac{w_3 \hat{\gamma}_3 + (w_1 - w_3) \hat{\gamma}}{w_1} = \frac{0 \cdot 1 + (4 - 0) \cdot 0,977}{4} = 0,977 .$$

c'_{ij} matricos (žr. 10 lentelę) duomenims pritaikę (10) formulę, gausime \hat{c}'_j reikšmes (žr. 15 lentelę):

$$c'_{00} = \hat{\gamma}'_0^{3-0-0} c_{00} = 0,844^3 \cdot 260 = 156 ;$$

$$c'_{10} = \hat{\gamma}'_0^{3-1-0} c_{10} = 0,844^2 \cdot 320 = 228 ;$$

$$c'_{20} = \hat{\gamma}'_0^{3-2-0} c_{20} = 0,844 \cdot 300 = 253 ;$$

$$c'_{30} = \hat{\gamma}'_0^{3-3-0} c_{30} = 1 \cdot 200 = 200 ;$$

$$c'_{01} = \hat{\gamma}'_1^{3-0-1} c_{01} = 1,052^2 \cdot 20 = 22 \text{ ir analogiškai apskaičiuojame likusias lentelės dalis.}$$

15 lentelė. c'_{ij} reikšmės (IV modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	156	22	11	5
2004	228	21	10	
2005	253	10		
2006	200			

Pasirinkę duomenis pagal svarbą (kaip ir III modifikacijoje, $w_j = i + j + 1$) ir remdamiesi (11) formule, apskaičiuojame \hat{c}'_j (žr. 16 lentelę):

$$\hat{c}'_1 = \frac{w_{01} \cdot c'_{01} + w_{11} \cdot c'_{11} + w_{21} \cdot c'_{21}}{w_{01} + w_{11} + w_{21}} = \frac{2 \cdot 22 + 3 \cdot 21 + 4 \cdot 10}{2 + 3 + 4} = 16 ;$$

$$\hat{c}'_2 = \frac{w_{02} \cdot c'_{02} + w_{12} \cdot c'_{12}}{w_{02} + w_{12}} = \frac{3 \cdot 11 + 4 \cdot 10}{3 + 4} = 10 ;$$

$$\hat{c}'_3 = \frac{w_{03} \cdot c'_{03}}{w_{03}} = c'_{03} = 5 .$$

16 lentelė. \hat{c}'_j reikšmės (IV modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	248	22	11	5
2004	310	21	10	5
2005	296	10	10	5
2006	200	16	10	5

Toliau reikia transformuoti gautus duomenis, kad jie atitiktų pradinę būseną iki jų modifikacijos. Pasinaudoję (12) formule, apskaičiuojame \hat{c}_{ij} :

$$\hat{c}_{31} = \hat{\gamma}_1^{3+1-3} \hat{c}'_1 = 0,985 \cdot 16 = 16 ;$$

$$\hat{c}_{22} = \hat{\gamma}_2^{2+2-3} \hat{c}'_2 = 1,081 \cdot 10 = 11 ;$$

$\hat{c}_{32} = \hat{\gamma}_2^{3+2-3} \hat{c}'_2 = 1,081^2 \cdot 10 = 12$ ir analogiškai apskaičiuojame likusias 17 lentelės dalis.

17 lentelė. \hat{c}_{ij} reikšmės (IV modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	260	20	10	5
2004	320	20	10	5
2005	300	10	11	5
2006	200	16	12	6

Belieka 17 lentelės duomenis glaustai perrašyti (žr. 18 lentelę):

18 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. skaičiaus įvertis (IV modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	356
2005	300	310	321	326
2006	200	216	228	234

Galiausiai apskaičiuojamas padarytų, bet tik vėliau registruojamų turto prievartavimų skaičius $CBNRC$:

$$CBNRC = \sum_{h=1}^3 CBNRC_h = (356 - 350) + (326 - 310) + (216 - 200) = 38 .$$

2.5. V modifikacija

Šis metodas tapatus IV modifikacijai, skiriasi tik duomenų, naudojamų skaičiuoti $\hat{\gamma}_j$, formavimo būdas: kiekvienas 3 lentelės skilties elementas mažinamas vienetu.

Taip gauname modifikuotą augimo koeficiento d matricą (žr. 19 lentelę):

19 lentelė. Modifikuoto augimo koeficiento d trikampis (V modifikacija)

	0	1	2
0	0,077	0,036	0,017
1	0,063	0,029	
2	0,033		

Remdamiesi (2), (3), (4) arba (9) ir (13) formulėmis, apskaičiuojame $\hat{\gamma}_j$: $\hat{\gamma}'_0 = 0,969$, $\hat{\gamma}'_1 = 0,993$, ir $\hat{\gamma}'_2 = 0,981$. Pasinaudoję (10) ÷ (12) formulėmis, atkuriami augimo koeficiento d matricą kartu su neužpildytų skilčių įverčiais (žr. 20 lentelę).

20 lentelė. Augimo koeficiento d trikampis (V modifikacija)

	0	1	2
0	1,077	1,036	0,017
1	1,063	1,029	1,017
2	1,033	1,031	1,016

Galiausiai, pritaikę (6) formulę, atkuriamo analogiškos 1 lentelės struktūros nusikalstamų veikų, padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų iki j laikotarpio pabaišos, skaičiaus matricą (žr. 21 lentelę) ir apskaičiuojame padarytų, bet tik vėliau registruojamų turto prievartavimų skaičių $CBNRC$.

21 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. skaičiaus įvertis (V modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	356
2005	300	310	320	325
2006	200	207	213	218

$$CBNRC = \sum_{h=1}^3 CBNRC_h = (356 - 350) + (325 - 310) + (218 - 200) = 39 .$$

2.6. VI modifikacija

Šis metodas yra anksčiau aprašytos IV modifikacijos variacija. Pagrindinis skirtumas – $\hat{\gamma}_j$ apskaičiuoti naudojami 10, o ne 2 lentelės duomenys (t. y. imama neakumuliuotų nusikalstamų veikų, padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų j laikotarpiu, skaičiaus matrica).

Norėdami įvertinti $\hat{\alpha}_j$ ir $\hat{\gamma}_j$, turėsime taikyti (9) formulę. Kadangi tiesinė regresija taikoma pertvarkytiems C_{ij} (t. y. $\ln(C_{ij})$), perskaičiuokime 2 lentelės duomenis (žr. 22 lentelę):

22 lentelė. $\ln(C_{ij})$ matrica (VI modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	5,561	2,996	2,303	1,609
2004	5,768	2,996	2,303	
2005	5,704	2,303		
2006	5,298			

Pasinaudoję (2), (3) ir (9) formulėmis, gauname:

23 lentelė. $\hat{\alpha}_j$, $\hat{\beta}_j$ ir $\hat{\gamma}_j$ reikšmės (VI modifikacija)

j	$C_{ij} = \alpha_j \exp(\beta_j \cdot i)$	$\hat{\beta}_j$	$\hat{\gamma}_j = \exp(\hat{\beta}_j)$
0	5,796	-0,085	0,918
1	3,458	-0,347	0,707
2	2,303	0	1
3	–	–	1

Pagal (10) ir (11) formules apskaičiuojame c'_{ij} ir c'_j reikšmes (žr. 24 lentelę). Toliau reikia transformuoti gautus duomenis, kad jie atitiktų pradinę būseną iki jų modifikacijos. Remdamiesi (12) formule, nustatome c_{ij} ir gautą matricą pertvarkome taip, kad jos duomenys atspindėtų susikaupusių nusikalstamų veikų (t. y. padarytų i -tuoju laikotarpiu, tačiau registruotų iki j laikotarpio pabaigos) skaičių (žr. 25 lentelę).

24 lentelė. c'_{ij} ir c'_j reikšmės (VI modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota (metais)			
	2003	2004	2005	2006
2003	201	10	10	5
2004	270	14	10	5
2005	275	10	10	5
2006	200	11	10	5

25 lentelė. Turto prievartavimų 2003–2006 m. skaičiaus įvertis (VI modifikacija)

Nusikalstama veika padaryta	Nusikalstama veika registruota po (metų skaičius)			
	0	1	2	3
2003	260	280	290	295
2004	320	340	350	355
2005	300	310	320	325
2006	200	208	218	223

Galiausiai apskaičiuojamas padarytų, bet tik ateityje registruojamų turto prievartavimų skaičius $CBNRC$:

$$CBNRC = \sum_{h=1}^3 CBNRC_h = (355 - 350) + (325 - 310) + (223 - 200) = 43 \cdot$$

Atkreiptinas dėmesys, kad kiekviena iš aptariamojo metodo variacijų grindžiama specifinėmis prielaidomis, kurių hipotetiniai duomenys dažniausiai neatitinka, todėl gauti rezultatai nesutampa.

Išvados

Kadangi latentinės ir registruoto nusikalstamumo dalių santykio rodiklis yra sudėtinis, priklausantis ir nuo poslinkio tarp nusikalstamų veikų padarymo bei jų registravimo momentų, kriminologiniuose tyrimuose, kuriuose naudojama laiko dimensija, susiduriama su metodologine problema, nes analizei naudojami rodikliai atspindi tiriamų reiškinių, procesų ar kt. registracijos, bet ne atsiradimo akimirką⁹. Taikant pirmojoje straipsnio dalyje aprašytą metodą galima būtų sumažinti tokių tyrimų rezultatų paklaidas, minimizuojant nusikalstamų veikų registracijos vėlavimo dedamosios įtaką, tačiau tik esant patenkintoms reikalaujamos prielaidoms. Deja, šios griežtos modelio taikymo sąlygos neretai būna neįgyvendintos, todėl kyla abejonių dėl gautų rezultatų patikimumo.

Šiame straipsnyje pateikiamos aptariamo metodo modifikacijos, kurias taikant galima būtų pašalinti minėto modelio trūkumus, nes jos reikalauja ne tokių griežtų taikymo sąlygų, kitaip tariant, jį būtų galima taikyti ir besikeičiančios socialinės realybės sąlygomis. Taip apdoroti faktiniai duomenys padėtų tiksliau atskleisti nusikalstamumo ar atskirų jo rūšių dinamiką, pagrįsčiau įvertinti jo paplitimą ir struktūrą bei kitus rodiklius.

Literatūra

- Lietuvos Respublikos vidaus reikalų ministro 1992 m. kovo 13 d. įsakymas Nr. 162 „Dėl pareiškimų ir pranešimų apie *nusikaltimus* priėmimo, *registravimo*, apskaitos ir nagrinėjimo *tvarkos* policijos komisariatuose, nuovadose bei kitose vidaus tarnybos įstai-gose laikinosios instrukcijos patvirtinimo ir įsigaliojimo“.
- Lietuvos Respublikos vidaus reikalų ministro 2000 m. liepos 19 d. įsakymas Nr. 312 „Dėl pareiškimų ir pranešimų apie *nusikaltimus* priėmimo, *registravimo*, apskaitos ir nagrinėjimo *tvarkos* policijos komisariatuose, nuovadose bei kitose vidaus tarnybos įstai-gose laikinosios instrukcijos patvirtinimo ir įsigaliojimo“. *Valstybės žinios*. 2000, Nr. 61-1876.
- Lietuvos Respublikos generalinio prokuroro 2003 m. balandžio 18 d. įsakymas Nr. I-58 „Dėl ikiteisminio tyrimo pradžios registravi-mo tvarkos ir rekomendacijų patvirtinimo“. *Valstybės žinios*. 2003, Nr. 39-1807.
- Lietuvos Respublikos generalinio prokuroro 2008 m. rugpjūčio 11 d. įsakymas Nr. I-110 „Dėl rekomendacijų dėl ikiteisminio tyrimo pradžios ir jos registravimo tvarkos patvirtini-mo“. *Valstybės žinios*. 2008, Nr. 94-3713.
- Antonio, K.; et al. Lognormal Mixed Models for Reported Claim Reserves. *North American Actuarial Journal*. 2006, 10(1): 30–48.
- Antonio, K.; Goovaerts, M. ; Hoedemakers, T. On the distribution of discounted loss reserves. *Medium Econometrische Toepassingen*. 2004, 12(3): 12–16.
- Barnett, G.; Zehnwirth, B. Best estimates for reserves. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 2000, LXXXVII (part 2): 245–321.
- Beard, R. E. Verification of Outstanding Claim Provisions – Separation Technique. *Astin Bulletin*. 1977, 9(1-2): 26–32.
- Berquist, J. R.; Sherman, R. E. Loss Reserve Adequacy Testing: a Comprehensive, Systematic Approach. *Journal of Actuarial Science*. 1998, 1(1): 1–15.

9 Rudzki, T., p. 89.

- matic Approach. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 1977, LXVII: 135–142.
- Bluvšteinai, J.; et. al. *Kriminologija*. Vilnius, 1994.
- Doray, L. G. IBNR Reserve under a Loglinear Location-scale Regression Model. In *Casualty Actuarial Society Forum*. Arlington, 1994, p. 607–652.
- Doray, L.G. UMVUE of the IBNR reserve in a lognormal linear regression model. *Insurance: Mathematics and Economics*. 1996, 18(1): 43–57.
- Eshita, N. An Estimation of Claims Distribution. *Astin Bulletin*. 1997, 9 (1-2): 111–118.
- Galinaitytė, J.; Rudzkis, T. Šiuolaikinės nusikalstamumo sampratos problema. *Jurisprudencija*. 2005, 70(62): 134–139.
- Hoedemakers, T.; et. al. On the distribution of discounted loss reserves using generalized linear models. *Scandinavian Actuarial Journal*. 2005, 2005(1): 25–45.
- Mack, T. Which stochastic model is underlying the chain ladder method? *Insurance: Mathematics and Economics*. 1994, 15(2-3): 133–138.
- Mack, T.; Venter, G. G. A Comparison of Stochastic Models that Reproduce Chain Ladder Reserve Estimates. *Insurance: Mathematics and Economics*. 2000, 26(1): 101–107.
- Murphy, D. M. Unbiased Loss Development Factors. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 1994, LXXXI: 154–222.
- Rudzkis, T. Latentinės nusikalstamumo dalies prognozavimo klausimu. *Jurisprudencija*. 2008, 4(106): 88–92.
- Skurnick, D. A Survey of Loss Reserving Methods. In *Casualty Actuarial Society Forum*. Arlington, 2001, p. 393–428.
- Taylor, G. Regression Models in Claims Analysis I: Theory. *Proceedings of the Casualty Actuarial Society*. 1987, LXXIV: 354–383.
- Taylor, G. Regression Models in Claims Analysis II: Numerical Examples. In *Casualty Loss Reserve Seminar Transcript* [interaktyvus]. 1987 [žiūrėta 2009-02-03]. <<http://casact.org/library/CLRSTrans/CLRS87.pdf>>.
- Taylor, G. Separation of Inflation and Other Effects from the Distribution of Non-life Insurance Claim Delays. *Astin Bulletin*. 1977, 9(1-2): 219–203.
- Алексеев, А. И., et. al. *Криминология*. [Alekseev, A. I., et. al. *Criminology*]. Москва, 2000.
- Иншаков, С. М. *Зарубежная криминология*. [Inshakov, S. M. *Foreign criminology*]. Москва, 1997.

REGARDING TOPIC ON PROGNOSIS OF LATENT CRIMINALITY

Tomas Rudzkis

Mykolas Romeris University, Lithuania

Summary. *The official data on registered crimes or criminal offenders is one of the sources on criminological information. For various reasons, not all of the offences become known to law enforcement authorities. The authorities may not qualify the offences properly. Therefore, there is the unknown, “invisible” side of the criminality, i.e. unregistered part of this phenomenon. The ratio of latent criminality to registered criminality is also uncertain at a particular point in time. Likewise, the fluctuation of this ratio time-wise or structure-wise is uncertain, therefore, it may be concluded that the instability of this ratio could have a ne-*

gative impact to the error margin associated with the results of the analysis of criminological indicators. The above-mentioned ratio is compound and one of its elements is the dynamically shifting time-lag between the commitment of criminal offences and their official registration. The first part of the article is dedicated to the analysis of the impact of this ratio to the bias associated with the results of the analysis of criminological indicators as well as to describing the model, which helps to minimize these error margins. Unfortunately, the described method requires that rigorous initial conditions are satisfied, otherwise the obtained results can not be considered reliable, i.e. this method is not suitable when the structure of data varies due to internal or external reasons or when the amount of criminal activity to be analyzed is nil, or when the criminal offence is retried under a different article of the Criminal Code during the pre-trial investigation. Therefore, the mathematical model used to minimize the margin of error encountered due to distortion of statistical data caused by variable time-shift between the commitment of criminal act and their registration is to be improved. While a certain part of the above-mentioned issues may be solved by using statistical data in respect of criminal acts in respect of which the court has already convicted the suspect or by simply prolonging the time-period of the analysis, the remaining issues can be solved only by revising the described model. The article proposes several modifications, which allow to eliminate the disadvantages of the original method, because they require application of less stringent conditions, thus enabling application thereof in volatile conditions of social reality more flexibly. Using these variations of the model should assist in fine-tuning of the assessment of distribution or structure of criminality as well as other criminological indicators, allowing obtaining more reliable criminological results.

Keywords: *criminology, latent criminality, criminological analysis, statistical data, reliability of criminological indicators, bias of results, mathematical methods.*

Tomas Rudzkis, Mykolo Romerio universiteto Teisės fakulteto Kriminologijos katedros lektorius, daktaras. Mokslinių tyrimų kryptys: nusikalstamumas draudimo sferoje, ekonominis nusikalstamumas, nusikalstamumo prognozės ir prevencija, nusikalstamumo latentškumas, kriminologijos teorija.

Tomas Rudzkis, Mykolas Romeris University, Faculty of Law, Department of Criminology, lecturer, doctor. Research interests: insurance criminality, white-collar crimes, forecast and prevention of the criminality, latency of the criminality, theory of the criminology.

