

## VZORČEVANJE ŽIVOSREBRNIH RUD

*Boris Berce*

S štirimi skicami

Vzdrževanje enakomerne kvalitete rudne izkopanine, perspektivni razvoj posameznih objektov, načini odkopavanja, stopnja zmanjšanja odstotka kovine v izkopanini ter še posebej preiskovanje kvalitete novih rudnih nahajališč zahtevajo dobro organiziran način jemanja in obdelave vzorcev. Pri tem je važno, da poiščemo najcenejšo in najtočnejšo metodo vzorčevanja, ki bo finančno čim manj obremenila podjetje ali raziskovalno delo.

Teoretičnih osnov vzorčevanja ne moremo točno matematično izraziti. Zato uporabljamo več empiričnih enačb in tabel, ki omogočajo, da približno izračunamo gostoto in najprimernejšo težo vzorcev. Pri tem si pomagamo tudi s podatki genetsko podobnih rudišč. Vrednosti so odvisne od kvalitete rude, načina orudenja in drugih pogojev, ki jih moremo približno oceniti. V Brunthoнови enačbi moramo najprej poznati nekatere odnose tež, odnos med povprečnim odstotkom koristne kovine v vzorcu in odstotkom iste kovine v mineralu ter število delcev, ki jih je več oziroma manj od povprečnega števila delcev v vzorcu. Vezi-nova enačba zahteva, da najprej poznamo faktor proporcionalnosti. Isto napako ima tudi Richard-Czeczotova enačba. S temi enačbami moremo torej samo približno najti najprimernejše teže. Z določitvijo tež še nismo izčrpali vseh zahtev, ki se postavljajo pri vzorčevanju. Določiti moramo še območje, v katerem velja najprimernejša teža. Tu moremo razlikovati vzorčevanje v rudiščih in vzorčevanje toka rude n. pr. v separaciji. V prvem primeru moramo določiti območje, v katerem nam vzorec predstavlja resnični povpreček rude  $z$  — dopustno napako, v drugem primeru pa časovno enoto, v kateri moramo na ustrezen način vzeti določeno količino rude, ki predstavlja povprečni vzorec  $z$  — dopustno napako. Nadaljnji problem je pravilno zmanjšanje teže pri ustreznem drobljenju vzorca. Ta problem je relativno enostaven, kolikor uporabljamo strojno mešanje in deljenje vzorca, ker ga moremo matematično izraziti. Pri tako organiziranem vzorčevanju moremo ves čas zasledovati verjetne napake, ki se nam pojavljajo pri posameznih fazah dela. Končnemu vzorcu izračunamo tudi napako, s katero smo določili povprečen odstotek koristne komponente.

Navedel bom nekaj teoretičnih podatkov, ki sem jih uporabil pri vzorčevanju živosrebrnih rud in bom šele nato podal rezultat dela.

### Določanje razdalj med posameznimi vzorci, točnost vzorčevanja načinov združevanja ter zmanjšanja teže vzorca

Vzorčevati moremo po različnih metodah. Običajno vzorčujemo z brazdami, točkasto, z vrtinami in z odstreljevanjem. Katero metodo bomo uporabili v posameznem primeru, določamo običajno s poizkusom. Posamezni načini vzorčevanja, ki na videz niso ugodni, morejo dati pri nekaterih tipih orudenja zelo dobre rezultate. Pri kompaktnih rudnih telesih, ki vsebujejo enakomerno razpršeno drobno kristalizirano mineralno komponento, je najenostavnejši način vzorčevanja z brazdo. Njene dimenzije so običajno različne in variirajo od 0,6 cm do 8 cm krat 3 cm do 20 cm.

Impregnacijske rudne cone je najbolje vzorčevati z vrtinami ali točkasto. Vzorcevanje z odstreljevanjem uporabljamo samo v izjemnih primerih, ker je dokaj drago. Pri točkastem vzorčevanju moramo paziti, da so posamezni kosi, ki jih odbijamo na vozlih poljubno izbrane mreže, približno enaki. V tem primeru daje metoda dobre rezultate. Brazda zahteva več priprav. Najprej moramo izravnati površino, kjer jo nameravamo izdelati in nato jo moramo izsekati v točno naprej določeni obliki. Zato je brazdanje dokaj zamudno delo. Ponekod seka brazda kompaktnije in trše kamenine, a ponekod drobljive ali mehke cone (n. pr. tektonsko porušene predele ali mehke kamenine). V mehkih kameninah je storilnost delavca, če izdeluje brazdo 5-krat 10 cm, okrog 20 m na dan, dočim je v kvarcitih komaj 1 m. Izkušnje iz rudišča Idrije so dale naslednji rezultat:

1. v kompaktnem dolomitu za brazdo do 1,5—2 m okrog 30',
2. v zdrobljenem dolomitu za brazdo od 1,5—2 m okrog 20',
3. v kremenovem peščenjaku za brazdo do 1,5—2 m okrog 35',
4. v glinastih in apnenih skrilavcih za brazdo do 1,5—2 m okrog 15'.

Brazde so izdelali z odkopnim kladivom in jih poravnali ročno z dletom. Včasih ne moremo zaradi različne krojitve kamenin izdelati popolnoma ravnih brazd. Brazde delamo pravokotno na žilo ali lečo. dočim so brazde v rudnih conah različne. Ponekod so vertikalne ali horizontalne, drugje v obliki spirale in podobno. Oblika in velikost brazde sta odvisni od gostote vzorcev, zahtevane točnosti vzorčevanja, oblike rudnih teles in načina nastopanja koristne komponente. Ker se točnost vzorčevanja spreminja zaradi naštetih pogojev, ki jih posamezno ne moremo matematično določiti, je uveden pojem faktorja variacije ali faktorja reprezentativnosti (točnosti). Izračunavamo ga s pomočjo aritmetične sredine odstotka koristne komponente v rudni coni in srednje kvadratne napake v odnosu na aritmetično sredino. Če označimo aritmetično sredino s  $C$  in srednjo kvadratno napako s  $\sigma$ , je faktor variacije

$$V = \frac{\sigma}{C} \cdot 100\% \quad (\text{Kreiter, 1940}) \quad (1)$$

srednja kvadratna napaka posameznega vzorca znaša

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum x^2}{n-1}} \quad (\text{Kreiter, 1940}) \quad (2)$$

kjer je razlika med aritmetično sredino in posamezno analizo. Faktor variacije je odvisen od parageneze rude, od velikosti rudnega telesa ali cone, od načina vzorčevanja in od tega, ali smo izračunali faktor  $V$  iz posameznih ali iz združenih vzorcev. Napako pri določanju aritmetične sredine izraža enačba

$$m = \pm \frac{\sigma}{n} \quad (3a)$$

ali če jo izrazimo v odstotkih

$$P = \pm \frac{m}{C} \cdot 100\% \text{ (Kreiter, 1940)} \quad (4)$$

Jahnsovi (1952) poizkusi so pokazali, da moramo poleg napake  $m$  upoštevati še neznano vsoto vseh enostranskih napak. Podrobneje moremo določiti napako  $m$ , če analiziramo vzorce dvojno. Tedaj računamo s kvadratom razlike med posameznimi analizami in celotnim številom analiz. Napaka znaša tedaj

$$m = \pm \sqrt{\frac{\sum v^2}{2n}} \quad (3b)$$

V teh primerih daje enačba 3a preveliko vrednost napake.

Število potrebnih vzorcev za naprej določeno ali znano variacijo znaša po enačbah 1, 3a in 4

$$n = \left(\frac{V}{P}\right)^2 \quad (5)$$

Če označimo dolžino rogov, s katerimi odkopljejo določeno količino rude v enem mesecu, z  $L$ , potem znaša največja razdalja med posameznimi brazdami, če želimo mesečno ugotoviti povprečen odstotek kovine

$$l = \left(\frac{V}{P}\right)^2 L \quad (6)$$

Po mnenju nekaterih raziskovalcev mora znašati verjetnost določanja enačb 5 in 6 najmanj 68 %, po mnenju drugih pa vsaj 95 %. V Nemčiji zahtevajo točnost določanja, n. pr. za Fe 90 % in Au 99,9 % (Graf in Henning, 1952). Točnost določanja odstotka posameznih prvin v Sovjetski zvezi je odvisna od povprečne aritmetične sredine koristne komponente. Podatke za železo in zlato po Bariševu (1943) kaže 1. tabela.

1. tabela

| Komponenta | C      | ± P    | C       | ± P   | C      | ± P   |
|------------|--------|--------|---------|-------|--------|-------|
| železo     | 5 — 10 | 4 — 8  | 10 — 30 | 2 — 4 | nad 30 | 1 — 2 |
| zlato      | 5 — 20 | 5 — 10 | 20 — 50 | 2 — 5 | nad 50 | 1 — 3 |

Če določamo odstotek komponente v istih vzorcih, dobimo krivuljo, katere enačbo je postavil Gauss. Dopustne napake ( $T_s$ ) znašajo ( $T_s = 2 \cdot \lambda_s \cdot \sigma$ ), če je

$$S = 90 \% \quad \text{je } \lambda_s = 1,64$$

$$S = 95 \% \quad \text{je } \lambda_s = 1,96$$

$$S = 99 \% \quad \text{je } \lambda_s = 2,58$$

$$S = 99,9 \% \quad \text{je } \lambda_s = 3,29 \quad (\text{Graf, Henning, 1952})$$

Če želimo torej določeno točnost, moramo v enačbi 5 in 6 poleg faktorja  $V$  vstaviti ustrezne vrednosti. Pri običajnih pogojih imata enačbi 5 in 6 točnost 95 %, zelo redko pade vrednost pod 90 %. Izračunavanje srednjega odstotka koristne komponente je na ta način dokaj enostavnejše, kakor če bi uporabili Richard-Czeczotov sistem. V bistvu pa je ta način modificiran in poenostavljen Czeczotov sistem. Če se odstotek kovine izpreminja enakomerno, potem je izračunano število vzorcev po enačbi 6 za tri- do pet-krat večje od resnično potrebnega števila vzorcev  $n$ . Če so spremembe odstotka koristne komponente periodične, znaša razlika med  $n$  in  $n'$  komaj 15–20 %. Enačbi 5 in 6 torej ne moremo uporabiti v vseh primerih. Običajno se odstotek kovine v rudnem telesu tako izpreminja, da nam enačba 6 daje pravi rezultat. Prevelike vrednosti dobimo samo pri nekaterih sedimentnih rudiščih ali pa v rudiščih, kjer enakomerno narašča ali pada odstotek koristne komponente. Za rudišča, kjer ne poznamo vrednosti  $V$ , ne moremo uporabiti enačbe 6. Tedaj določimo gostoto vzorcev po izkušnjah in nato izračunamo faktor  $V$ . Če je njegova vrednost majhna, upoštevamo v naslednjih računih samo vsak drugi, tretji, četrti itd. vzorec. Šele ko na ta način dosežemo mejo točnosti, ki smo si jo predhodno določili, vemo tudi, kolikšne naj bodo razdalje med posameznimi vzorci. V idrijskem rudišču sem primerjal teoretično izračunane vrednosti  $n$  in eksperimentalno dobljene vrednosti ter ugotovil, da med njimi ni bistvenih razlik. Torej sta se enačbi 5 in 6 brez korekture približali praktično ugotovljenemu številu vzorcev.

V začetni fazi raziskovanj moremo največkrat samo približno ugotoviti odstotek koristne komponente. Tedaj si pomagamo z ustreznimi tabelami in nato šele izračunamo faktor  $V$ . Točnost vzorčevanja pri enakem številu vzorcev navadno narašča od brazde preko točkastega vzorčevanja na vrtine in vzorčevanje z odstreljevanjem. Seveda pa je možen tudi drugačen vrstni red. Da zmanjšamo število analiz, združujemo večkrat po več vzorcev. Združimo lahko takoj na mestu, kjer smo vzorce vzeli, ali pa po drobljenju. Obakrat moramo izpolniti naslednje pogoje:

- a) vzorci morajo predstavljati enak tip rude;
- b) vzorci morajo biti enakih dimenzij;
- c) teže vzorcev morajo biti proporcionalne dimenzijam rudnih teles.

Ugodno je, če so razdalje med vzorci več ali manj enake. Točke a) ne moremo matematično izraziti. Če vzorci nimajo enakih tež in dimenzij,

moramo računsko izenačiti njihove vplive s pomočjo odstotka koristne komponente in teže vzorca po enačbi

$$c = \frac{c_1 \cdot g_1 + c_2 \cdot g_2 + \dots + c_n \cdot g_n}{g_1 + g_2 + \dots + g_n} \quad (7)$$

kjer je  $c$  srednji odstotek koristne komponente v združenem vzorcu,  $c_1$  in  $c_2$  odstotki koristne komponente v posameznih vzorcih in  $g_1$  in  $g_2$  teže vzorcev. Napaka znaša tedaj

$$mf = \frac{(c_1 - c_m) \cdot (g_1 - g_m) + (c_2 - c_m) \cdot (g_2 - g_m) + \dots}{g_1 + g_2 + \dots} \quad (8)$$

kjer je  $c_m$  povprečen odstotek in  $g_m$  povprečna teža vzorca (Jahns, 1952). Obstoje tabele, s katerimi določimo število vzorcev, ki jih smemo združiti, in tabele o najmanjšem številu združenih vzorcev, ki jih moramo vzeti v enem rudnem telesu (Barišev, 1943).

Posamezne in združene vzorce pripravljamo nato za analizo. To pomeni, da jim v odvisnosti od drobljenja zmanjšujemo težo. Torej moramo določiti za vsak premer zrn najprimernejšo težo vzorca. Ker nimamo v začetku vzorčevanja nikakršnih podatkov, na podlagi katerih bi mogli podrobneje določiti težo, uporabimo Richard-Czeczotovo enačbo

$$Q = Kd^2 \quad (9)$$

kjer je  $Q$  teža vzorca,  $K$  koeficient, ki je odvisen od značaja rude, in  $d$  premer največjega delca v vzorcu. Če uporabljamo to enačbo, določamo koeficient  $K$  ali težo  $Q$  po grafikonu ali tabeli (Czeczot, 1931). Zato sta Detmond in Halferdall izrazila zadnjo enačbo v spremenjeni obliki

$$Q = Kd^\alpha \quad (10)$$

Oba koeficienta moremo določiti po Kalistovi metodi. Tako zmanjšujemo teže vzorcev, ne da bi v njih spremenili povprečen odstotek kovine. Po enačbi 10 moremo izračunati tudi število vzorcev, ki so potrebni za določitev srednjega odstotka koristne komponente, čeprav ne poznamo faktorja  $V$  (Kreiter, 1940).

Obširne raziskave v zadnjih 20 letih na tem področju, so dale nekaj posplošenih pravil. Zato je Barišev sestavil tabelo za vrednosti  $K$ , dočim jemlje za  $\alpha$  vrednost 2 (1943).

Stopnjo drobljenja moremo izračunati:

$$\frac{Q_1}{Q_2} = \frac{d_1^2}{d_2^2} = \varepsilon$$

Če označimo odnos  $Q_1/Q_2 = S$  (stopnja deljenja), dobimo, da je

$$\varepsilon = \sqrt{S} \quad (11)$$

Pri krajšanju vzorca se nam zaradi različne zdrobljenosti in stopnje mešanja dogaja, da pade v posamezen vzorec nekaj delcev več ali manj od povprečno izračunanega števila delcev. Napako v številu delcev moremo izraziti z

$$m_s = -n \cdot p \cdot q \quad (12)$$

kjer je  $n$  število delcev enega kupa,

$p$  verjetnost, da bomo delec srečali prav v tem kupu,

$q$  verjetnost, da delca ne bomo srečali v tem kupu.

S to enačbo izračunamo tudi resnično srednjo napako po pravilu, da je resnična napaka v 997 primerih od 1000 manjša, kakor trojna vrednost srednje napake. Napaka v številu delcev vpliva na povprečen odstotek komponente v kupu; na ta način moremo najti napako zrnatosti ( $m_z$ ). Pri obdelavi vzorca vplivajo na spremembo povprečnega odstotka tudi ostanki vzorca v strojih. To napako izračunamo po enačbi

$$m_f = \frac{R}{100} D \quad (13)$$

$D$  = razlika med odstotkom starega in novega vzorca,

$R$  = kontrolna analiza (Jahns, 1952 b). Če bi hoteli določiti napako  $m_f$ , bi morali analizirati in pripravljati vzorce dvojno. To moramo narediti samo v posebnih primerih, navadno pa pri vzorčevanju napake  $m_f$  ne upoštevamo.

### Analiza vzorčevanj

#### Priprava vzorca iz izkopane rude

Za pripravo jamskega vzorca rabimo podatke o koeficientih  $K$  in  $\alpha$  iz enačbe 10. Zato sem v živosrebrnih rudiščih Podljubelj in Idrija naredil ustrezne poizkuse.

V idrijskem rudišču sem določal koeficienta  $K$  in  $\alpha$  v siromašni in bogati rudi. Siromašno rudo sem razdelil na tri dele. Del A je imel okrog 2000 kg s premerom zrn do 10 mm; del B je imel okrog 1500 kg s premerom zrn do 5 mm in del C je imel 500 kg s premerom zrn 2,5 mm. Vsak del sem razdelil na 5 serij po 16 vzorcev. Za izračunavanje sem torej imel na razpolago 270 analiz. Posamezne vzorce sem nato zdrobil na 2,5 mm in reduciral z razdelilcem do minimalne teže 4 kg. Vzorcev, ki bi z redukcijo bili lažji kot 4 kg, nisem razdelil, temveč sem jih drobil skupaj z reduciranimi vzorci na 1,5 mm. Pri tej stopnji zdrobljenosti sem jih reduciral na 1 kg. Nato sem vsak vzorec vprašil, reduciral in dal

v kemično analizo. Izračunane vrednosti koeficienta V in napake teh analiz za siromašno rudo kaže 2. tabela.

2. tabela

|                | Število<br>vzorcev | Povprečni<br>odstotek Hg | $\sigma$ | V     | m     | P    |
|----------------|--------------------|--------------------------|----------|-------|-------|------|
| A <sub>1</sub> | 16                 | 0,28                     | 0,0206   | 7,35  | 0,005 | 1,79 |
| A <sub>2</sub> | 16                 | 0,29                     | 0,0180   | 6,18  | 0,005 | 1,72 |
| A <sub>3</sub> | 16                 | 0,28                     | 0,0175   | 6,25  | 0,004 | 1,43 |
| A <sub>4</sub> | 16                 | 0,28                     | 0,0205   | 7,32  | 0,005 | 1,79 |
| A <sub>5</sub> | 16                 | 0,29                     | 0,0536   | 19,16 | 0,013 | 4,48 |
| B <sub>1</sub> | 16                 | 0,30                     | 0,0171   | 5,7   | 0,004 | 1,33 |
| B <sub>2</sub> | 16                 | 0,29                     | 0,0262   | 9,04  | 0,007 | 2,42 |
| B <sub>3</sub> | 16                 | 0,31                     | 0,0148   | 4,77  | 0,004 | 1,29 |
| B <sub>4</sub> | 16                 | 0,31                     | 0,0148   | 4,77  | 0,004 | 1,29 |
| B <sub>5</sub> | 16                 | 0,30                     | 0,0184   | 6,13  | 0,005 | 1,66 |
| C <sub>1</sub> | 16                 | 0,28                     | 0,0130   | 4,65  | 0,003 | 1,07 |
| C <sub>2</sub> | 16                 | 0,29                     | 0,0141   | 5,04  | 0,004 | 1,38 |
| C <sub>3</sub> | 16                 | 0,32                     | 0,0263   | 8,20  | 0,007 | 2,18 |
| C <sub>4</sub> | 16                 | 0,31                     | 0,0106   | 3,42  | 0,003 | 0,97 |
| C <sub>5</sub> | 16                 | 0,30                     | 0,0235   | 7,81  | 0,006 | 2,00 |

Faktor variacije je zelo majhen. Samo v nekaterih serijah je nekoliko večji, kot n. pr. v A<sub>5</sub>, B<sub>2</sub>, C<sub>3</sub>. V pripravi serije smo torej dosegli dobro točnost. Če znaša napaka kemične analize okrog 7 %, potem znašata istosmerni napaki kemične analize in priprave vzorca v najslabšem primeru okrog 12 % srednjega odstotka Hg. Tudi v tem, najslabšem primeru smo še vedno v mejah dopustnih napak, ki znašajo za rudo z

|                |             |
|----------------|-------------|
| 0,06—0,25 % Hg | P = 15—30 % |
| 0,25—2,00 % Hg | P = 7—15 %  |
| nad 2,00 % Hg  | P = 4—7 %   |

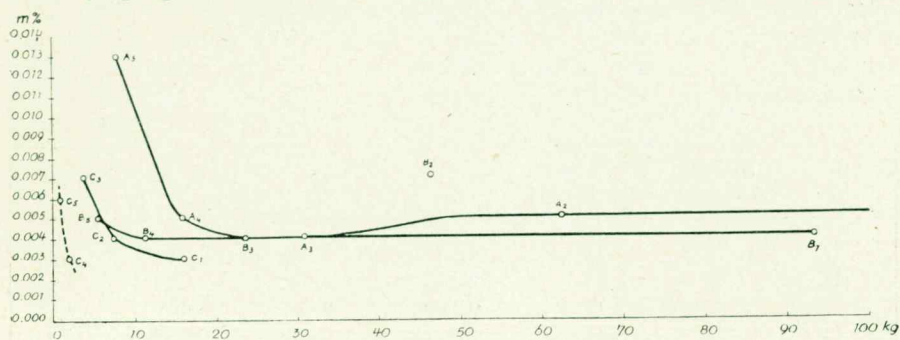
Z analizami moremo izračunati tudi koeficiente K in  $\alpha$ . Vrednost napak m vsake serije nanesemo na ordinato. Napaka m je nastala pri razdelitvi dela A, ki smo ga namerno manj točno razdelili kakor posamezne vzorce. Tako moremo zasledovati vpliv teže vzorcev na napako m. Na absciso smo nanesli vrednosti tež vzorcev. Točke v diagramu leže na krivulji, ki se na področju vzorcev z večjimi težami približa abscisi, nato pa zavije in se približuje ordinati. Pregibna točka krivulje je točka, ki označuje najmanjšo težo vzorca (z zaželeno točnostjo). V našem primeru leže vse točke posameznih serij v mejah dopustnih napak, vendar sem vzel točko pregiba zaradi sigurnosti za izhodišče pri izračunavanju

koeficientov  $K$  in  $\alpha$ . Če logaritmiramo enačbo 10 dveh serij in odštejemo ter uredimo, dobimo, da je

$$\alpha = \frac{\log Q_1 - \log Q_2}{\log d_1 - \log d_2}$$

Vstavimo vrednost  $\alpha$  v eno izmed enačb in izračunamo  $K$  s pomočjo krivulj, ki so razvidne iz 1. slike.

Nekaterih serij ne moremo uporabiti za konstrukcijo krivulj. To so serije  $B_2$ ,  $C_4$  in  $C_5$ . Odstopanja so nastala zaradi ročnega mešanja in deljenja. Pri strojni pripravi serij in vzorcev bi takšne napake odpadle. Območje pregiba leži za različne premere zrn med 25 kg in okrog 8 kg.



1. slika — Fig. 1

Krivulje napak  $m$  v odvisnosti od teže vzorcev siromašne Hg rude  
Diagram showing faults  $m$  depending on weight of low grade Hg-ore-samples

Če primerjamo ta podatek z Richardovo tabelo, ki določa teže vzorca pri teh premerih in kvaliteti rude, vidimo, da je na ta način določena teža vzorca vsaj štirikrat manjša kot v Richardovi tabeli pri premerih okrog 10 mm in nekoliko večja kot teže v isti tabeli pri manjših premerih zrn. Faktorja  $K$  in  $\alpha$  kaže 3. tabela.

3. tabela

|               | $K$ | $\alpha$ |
|---------------|-----|----------|
| Serijs A in B | 1,4 | 1,25     |
| Serijs B in C | 1,7 | 1,20     |
| Serijs A in C | 1,6 | 1,20     |

Sprememba koeficienta  $\alpha$  je minimalna; variira šele v stotinkah. Povzročajo jo verjetno premalo točno prevzete teže vzorcev iz diagrama.

Podljubeljsko rudo smo na enak način analizirali; po načinu nastopanja cinabarita je podobna idrijski. Količina cinabarita v njej je zelo

majhna (nekaj stotink ‰). Prvi del je obsegal 4 serije v skupni teži okrog 2000 kg s premerom zrn do 10 mm, drugi del je bil za polovico lažji in je imel 3 serije s premerom zrn 5 mm. Vsako serijo smo razdelili na 16 vzorcev. Priprava vzorcev je bila enaka kot pri rudi iz Idrije. Variacije v posameznih serijah so bile tako minimalne, da je napaka P znašala komaj 0,12—0,03 ‰. Zaradi tega preračunavanje koeficientov K in  $\alpha$  ni bilo potrebno. Napaka, ki jo delamo s kemijsko analizo, popolnoma prekriva napake deljenja, mešanja itd.

Bogato idrijsko rudo smo razdelili na dva dela. Del D je imel okrog 1500 kg s premerom zrn do 5 mm; del E pa je imel okrog 500 kg in premer zrn do 1,5 mm. Vsak del smo razdelili na 5 serij po 8 vzorcev. Posamezne vzorce smo drobili na 1,5 mm in reducirali na 4—4,5 kg, nato smo ponovno drobili na 0,5 mm in reducirali na 0,5 kg, končno na 0,25 mm ter 0,25 kg. Vzorce smo nato vprašili in dali v analizo. Rezultat računa kaže 4. tabela.

4. tabela

|                | Število<br>vzorcev | Povprečni<br>odstotek Hg | $\sigma$ | V    | m     | P    |
|----------------|--------------------|--------------------------|----------|------|-------|------|
| D <sub>1</sub> | 8                  | 3,13                     | 0,0762   | 2,43 | 0,029 | 0,90 |
| D <sub>2</sub> | 8                  | 3,07                     | 0,1422   | 4,64 | 0,054 | 1,75 |
| D <sub>3</sub> | 8                  | 3,11                     | 0,1603   | 5,15 | 0,061 | 1,95 |
| D <sub>4</sub> | 8                  | 3,24                     | 0,0858   | 2,03 | 0,032 | 1,00 |
| D <sub>5</sub> | 8                  | 3,16                     | 0,0574   | 1,81 | 0,022 | 0,69 |
| E <sub>1</sub> | 8                  | 3,11                     | 0,0824   | 2,64 | 0,031 | 1,00 |
| E <sub>2</sub> | 8                  | 3,23                     | 0,1246   | 3,85 | 0,047 | 1,46 |
| E <sub>3</sub> | 8                  | 3,10                     | 0,0936   | 3,02 | 0,036 | 1,15 |
| E <sub>4</sub> | 8                  | 3,12                     | 0,0794   | 2,54 | 0,030 | 0,96 |
| E <sub>5</sub> | 8                  | 3,10                     | 0,1681   | 5,43 | 0,064 | 2,05 |

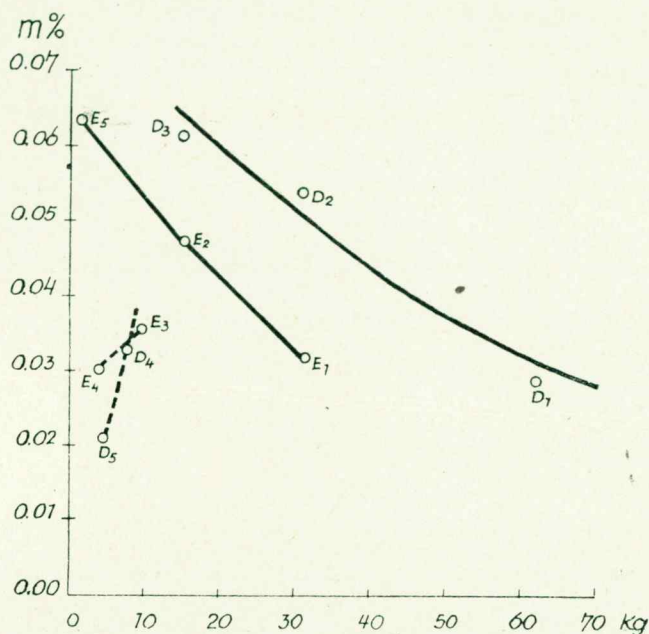
Tudi tu je koeficient variacije zelo majhen. Napaka P skupaj z napako kemične analize, ki bi bila iste smeri kot napaka P, znaša v najslabšem primeru komaj polovico dopustne napake. Na isti način kot pri siromašni rudi sem preračunal tudi koeficienta K in  $\alpha$ . Vrednosti optimalnih tež vzorcev sem dobil iz diagrama, ki ga kaže 2. slika.

Tudi tu ne moremo uporabiti nekaterih serij za konstrukcijo krivulje. Preračunane vrednosti K in  $\alpha$  znašajo:

$K = 8,9$  in  $\alpha = 1,2$ . Čeprav nam krivulja kaže stalno naraščanje napake m in nismo našli pregibne točke krivulje, moremo vseeno prevzeti, da sta koeficienta določena dovolj točno. Vse točke serij leže namreč v mejah točnosti, ki se zahteva za to rudo. Zato koeficienta K verjetno ne bo treba popraviti pri praktični uporabi rezultatov. Velikost korekture K bi mogli ugotoviti šele, ko bi stalno vzorčevali.

Določanje koeficientov K in  $\alpha$  je pokazalo naslednje: Koeficient  $\alpha$  se v rudišču Idrija ne spreminja. Manjše variacije so verjetno posledica

premalo točne določitve optimalne teže vzorca. Zato moremo za koeficient  $\alpha$  prevzeti vrednost 1,2 in jo uporabiti v vsakem primeru. Koeficient  $K$  običajno popravljamo, velikost korekture je odvisna od različnih pogojev in znaša 3- do 6-kratno vrednost izračunanega koeficienta. Ker smo koeficient  $K$  preračunali v točkah, ki leže globoko v tolerančnem območju, smo s tem v bistvu že korigirali koeficient  $K$ .



2. slika — Fig. 2

Krivulje napak  $m$  v odvisnosti od teže vzorcev bogate Hg rude  
Diagram showing faults  $m$  depending on weight of high grade Hg-ore-samples

Razlika med težami vzorcev, ki smo jih dobili s pomočjo Richardove tabele, Bariševljevih podatkov in z eksperimentalno določenimi koeficienti  $K$  in  $\alpha$  kaže 5. tabela.

5. tabela

| teža vzorca              | Siromašna ruda         |                       | Bogata ruda             |                       |                         |
|--------------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-------------------------|
|                          | $\phi = 10 \text{ mm}$ | $\phi = 5 \text{ mm}$ | $\phi = 2,5 \text{ mm}$ | $\phi = 5 \text{ mm}$ | $\phi = 1,5 \text{ mm}$ |
| po Richardu              | ca 80 kg               | ca 20 kg              | 4,5 kg                  | 225 g                 | 22 g                    |
| po Bariševu              | ca 60 kg               | ca 15 kg              | 3,7 kg                  | 25 g                  | ca 23 g                 |
| eksperimentalno določeno | ca 27 kg               | ca 12 kg              | 5,1 kg                  | ca 60 g               | ca 23 g                 |

V območju zrn z večjim premerom, kjer so potrebni večji vzorci, nam eksperimentalno določena koeficienta močno zmanjšujeta težo reprezentativnega vzorca, pri drobnejših frakcijah pa jo povečujeta. Tudi tu so količine optimalnega vzorca tako majhne, da razlika v teži ne zahteva posebnih priprav za nadaljnjo obdelavo vzorca.

Vrednosti koeficienta K so spremenljive. To kaže tudi rezultat poizkusov. Zato ni mogoče naprej določiti točne vrednosti koeficienta K, ker se izpreminja v odvisnosti od nihanja odstotka koristne komponente v vzorcu. Potrebno bi jo bilo določiti za vsak primer posebej. Kontrolne analize bi povedale, katero vrednost koeficienta K moramo uporabiti v posameznem primeru.

Poglejmo še eventualne napake (če sta oba koeficienta točno določena), ki smo jih naredili pri obdelavi vzorca, preden smo poznali koeficienta. Najmanjše količine siromašne rude pri  $\alpha = 1,2$  in  $K = 1,7$  kaže 6. tabela.

6. tabela

| $\varnothing$ mm | Teža v kg |
|------------------|-----------|
| 10               | 27        |
| 5                | 12        |
| 2,5              | 5,1       |
| 1,5              | 2,75      |
| 0,25             | 0,5       |

Težo posameznih serij siromašne rude kaže 7. tabela.

7. tabela

|            | Del A v kg | B v kg | C v kg |
|------------|------------|--------|--------|
| serija I   | 62,5       | 46,8   | 15,6   |
| serija II  | 31,2       | 23,4   | 7,8    |
| serija III | 15,6       | 11,6   | 3,9    |
| serija IV  | 7,8        | 5,8    | 1,9    |
| serija V   | 3,9        | 2,9    | 0,98   |

Torej so bile začetne teže vzorcev iz serij  $A_I$ ,  $A_{II}$ ,  $B_I$ ,  $B_{II}$ ,  $B_{III}$ ,  $C_I$ ,  $C_{II}$  nad zahtevano najprimernejšo težo vzorcev. Vse ostale serije so bile pod njo. Stalno napako smo delali tudi pri nadaljnjem drobljenju. To kaže naslednja 8. tabela.

8. tabela

| $\varnothing$ mm | Najprimernejša teža vzorca v kg | Teža vzorca pri eksperimentu |
|------------------|---------------------------------|------------------------------|
| 2,5              | 5,1                             | do 4                         |
| 1,5              | 2,75                            | do 1                         |
| 0,25             | 0,5                             | do 0,25                      |

Če upoštevamo, da so najprimernejše teže določene z napako  $\frac{3}{10}$  sedanje teže (K variira od 1,4 do 1,7) in da so bili naši vzorci navadno nad to težo, potem se nam je pojavila manjša napaka šele pri drobljenju na 1,5 mm oziroma 0,25 mm. Ta napaka ni bistveno vplivala na napako v eksperimentaciji in preračunavanju.

Najprimernejše teže vzorcev bogate rude pri koeficientih K 8,9 in  $\alpha = 1,2$  kaže 9. tabela.

9. tabela

| $\varnothing$ mm | Najprimernejša teža<br>vzorca v kg |
|------------------|------------------------------------|
| 5                | 61,5                               |
| 1,5              | 14,5                               |
| 0,5              | 6,2                                |
| 0,25             | 2,7                                |

Posamezne serije bogate rude so imele teže, ki jih kaže 10. tabela.

10. tabela

|            | Del D v kg | Del E v kg |
|------------|------------|------------|
| serija I   | 93,5       | 31,2       |
| serija II  | 46,8       | 15,6       |
| serija III | 23,4       | 7,8        |
| serija IV  | 11,6       | 3,9        |
| serija V   | 5,8        | 1,9        |

Torej so bile serije  $D_I$ ,  $E_I$ ,  $E_{II}$  nad najprimernejšo težo vzorcev. Napako v teži, ki smo jo delali pri nadaljnjem drobljenju in deljenju vzorcev, kaže 11. tabela.

11. tabela

| $\varnothing$ mm | Najprimernejša teža<br>vzorca v kg | Teža vzorca pri<br>eksperimentu v kg |
|------------------|------------------------------------|--------------------------------------|
| 1,5              | 14,5                               | do 4                                 |
| 0,5              | 6,2                                | do 0,5                               |
| 0,25             | 2,7                                | do 0,25                              |

Razlike v teži so zelo velike. Zato nimamo v diagramu normalnih krivulj, niti nismo mogli uporabiti vseh serij za izračun koeficienta. Če bi vzorčevali redno, bi šele ugotovili točnost določitve obeh koeficientov.

Ferjančičeva (1950) vzorčevanja debele in drobne siromašne rude v letih 1947 do vključno 1950, ki so obsegala od 2 do 10 % toka rude v časovni enoti, so pokazala, da so bile te količine rude prevelike za vzorec. Njihove izračunane napake so minimalne. To dokazuje, da moremo še z manjšimi količinami, kot sta 2 % toka rude, vzorčevati dovolj točno. Če je mesečna produkcija 2000 ton debele siromašne rude s sestavom, ki ustreza eksperimentalno določenim vrednostim koeficienta K, potem znaša velikost vzorca približno 30 ton, to je okrog 1,5 % od celokupnega mesečnega toka rude. Za drobno siromašno rudo s produkcijo 3000 ton mesečno znaša mesečni vzorec okrog 15 ton, to je okrog 0,5 % mesečnega toka rude. Pri produkciji 300 ton bogate rude znaša vzorec okrog 12 ton ali 4 % rude.

### Vzorčevanje v jami

Pri jamskem vzorčevanju smo skušali ugotoviti najugodnejšo metodo, vpliv različnih rudnih koncentracij in spremembe, ki nastanejo zaradi različnega petrografskega sestava kamenin. Vzorčevali smo z vertikalnimi in horizontalnimi brazdami ter z vrtnami. Na ta način smo zbrali preko 900 vzorcev, ki so omogočili dokaj podrobno izračunavanje točnosti in možnosti vzorčevanja.

V letu 1946 so vzeli nekaj vzorcev z brazdami na IV., XI. in XII. obzorju. Ker je število teh vzorcev relativno majhno, niso mogli z njimi odkriti metode vzorčevanja. Rezultat kaže 12. tabela.

12. tabela

| Lokacija                    | Število vzorcev | Aritmetična sredina % Hg | $\sigma$ | V   | m     | P    |
|-----------------------------|-----------------|--------------------------|----------|-----|-------|------|
| IV horizont točke 4087—4137 | 18              | 0,12                     | 0,260    | 213 | 0,060 | 50   |
| XI horizont 11145           | 4               | 0,11                     | 0,143    | 130 | 0,070 | 63   |
| XI horizont 11101           | 7               | 0,24                     | 0,447    | 198 | 0,180 | 75   |
| XI horizont Jašek Borba     | 35              | 0,34                     | 0,395    | 115 | 0,067 | 18   |
| XII horizont                | 98              | 0,28                     | 0,631    | 225 | 0,060 | 22,5 |

Položaja in načina izdelave brazd ne poznam. Prav tako ne vem, ali so bile brazde enako velike in ali je bila razdalja med posameznimi brazdami enaka. Rezultat kaže, da so napake P zelo velike; s takim vzorčevanjem ne moremo izračunati povprečnega odstotka vzorčevanega rudnega bloka.

Sedanje jamsko vzorčevanje na odkopnih poljih Rop, Talnina in Frančiška je pokazalo, da moremo z zelo majhnimi stroški dobro določiti povprečen odstotek Hg v posameznem rudnem telesu. Rezultate tega jamskega vzorčevanja kaže 13. tabela. Iz njih vidimo naslednje:

13. tabela

| Lokacija                   | St. vz. | Aritmetična sredina<br>‰ Hg | $\sigma$ | V   | m     | P    | Pripombe          |
|----------------------------|---------|-----------------------------|----------|-----|-------|------|-------------------|
| Odkopno polje<br>Rop       | 200     | 0,10                        | 0,266    | 266 | 0,018 | 18   | vertikalne brazde |
| Odkopno polje<br>Frančiška | 113     | 0,54                        | 1,145    | 212 | 0,100 | 18,5 | vertikalne brazde |
| Frančiška                  | 130     | 0,18                        | 0,292    | 153 | 0,026 | 13,7 | vertikalne brazde |
| Frančiška                  | 243     | 0,35                        | 0,8664   | 248 | 0,056 | 16   | skupaj            |
| Odkopno polje<br>Talnina   | 219     | 0,57                        | 1,126    | 198 | 0,076 | 13,3 | vertikalne brazde |
| Talnina                    | 98      | 0,78                        | 1,610    | 206 | 0,163 | 20,9 | horizont. brazde  |
| Talnina                    | 144     | 0,65                        | 0,627    | 96  | 0,052 | 8    | vrtine            |

a) Zaradi petrografske različnih kamenin (dolomit, skrilavci) in različnega orudenjenja (bodisi s cinabaritom ali s samorodnim živim srebrom) se pogoji vzorčevanja ne izpreminjajo.

b) Premajhno število vzorcev v rudnem telesu, ki se nam je pojavilo pri vzorčevanju s horizontalnimi brazdami, daje preveliko napako v določanju iskane komponente. Če primerjamo število vzorcev in napako P, ki jo dopuščamo pri določenih koeficientih variacije, vidimo, da moremo naprej izračunati najmanjše število vzorcev, ki so potrebni za preračunavanje povprečnega odstotka rudnega bloka. 14. tabela kaže izračunano število vzorcev pri določenem faktorju V in napaki P.

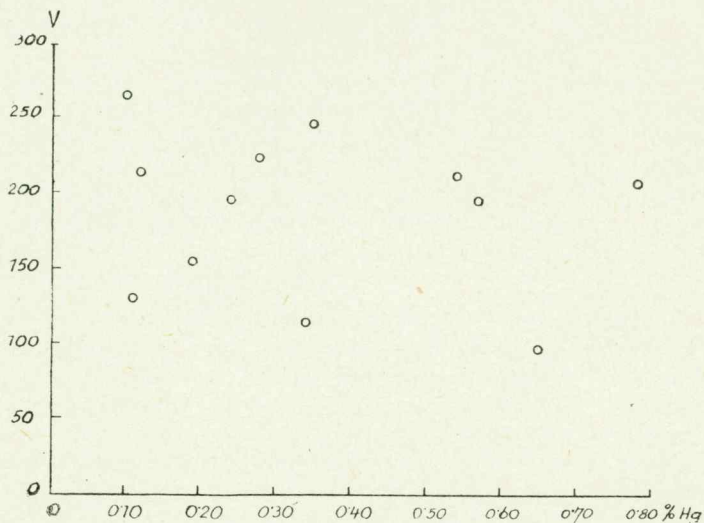
14. tabela

| P    | V   |     |     |     |     |     |     |     |     |      |
|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|
|      | 80  | 100 | 120 | 140 | 160 | 180 | 200 | 220 | 240 | 260  |
| 3 ‰  | 100 | 156 | 225 | 305 | 400 | 506 | 625 | 755 | 900 | 1056 |
| 10 ‰ | 64  | 100 | 144 | 196 | 256 | 324 | 400 | 484 | 576 | 676  |
| 12 ‰ | 44  | 69  | 100 | 137 | 179 | 225 | 280 | 335 | 400 | 470  |
| 15 ‰ | 28  | 44  | 64  | 87  | 114 | 144 | 177 | 215 | 256 | 301  |

Torej moremo, če poznamo faktor variacije rudnega bloka, naprej določiti potrebno število vzorcev, ki nam bodo dali povprečen odstotek koristne komponente pri določeni napaki P. Težave nastopajo pri določanju faktorja V. V rudiščih, ki so že delno vzorčena, moremo naprej določiti približno vrednost faktorja V za posamezni rudni blok. V primeru, da smo ga napačno določili, moramo dopolniti vzorčevanje z naknadnimi analizami.

c) Koeficient variacije V se močno spreminja. Ker ostalih faktorjev, ki povzročajo variiranje koeficienta, ne moremo spremeniti, lahko odklo-

nimo samo vpliv, ki ga imajo različni načini vzorčevanja. Tu daje najugodnejši rezultat vzorčevanje z vrtinami. Poleg zmanjšanja koeficienta  $V$  (kar pomeni zmanjšanje števila potrebnih analiz) je ta način vzorčevanja tudi najlažje izvedljiv. Pri preiskovanju rudnega telesa ali pa pri pripravih moremo dobiti dovolj veliko število analiz, ki nam omogočajo podroben izračun srednjega odstotka kovine v vzorčevanem bloku. Če primerjamo podatke vzorčevanja v odkopnem polju Talnina, kjer smo jemali



3. a slika — Fig. 3 a

Sprememba koeficienta variacije v odvisnosti od odstotka Hg v rudi.  
Changes of the variation-coefficient depending on Hg-percent in the ore

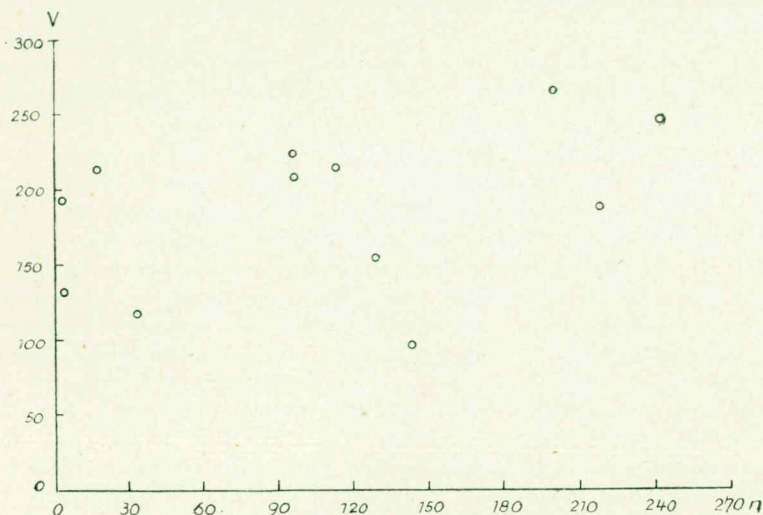
vzorke s horizontalnimi in vertikalnimi brazdami ter vrtinami, vidimo, da so vzorci, ki smo jih vzeli z vrtinami, dali srednji odstotek kovine med vrednostmi, ki smo jih dobili z brazdami. Zato je vrednost koeficienta  $V$  pri vzorcih, ki smo jih vzeli na ta način, najnižja.

d) Spremembe koeficienta  $V$  niso odvisne od povprečnega odstotka kovine v rudnem bloku. To kažeta 3. a in 3. b sliki.

Pri približno enakem odstotku Hg v rudi, n. pr. 0,10—0,20 %, imamo razpon koeficienta  $V$  od 100 preko 250. Poleg tega kaže vzorčevanje v odkopnem polju Frančiška, da koeficienta variacije ne moremo zmanjšati s povečanim številom analiz

Torej vplivata na vrednost koeficienta  $V$  samo značaj rude ter točnost in način vzorčevanja, seveda če nismo vzorčevali s premajhnim številom vzorcev. Če izberemo ustrezno metodo, moremo z minimalnimi stroški dobiti dovolj točne podatke o kvaliteti rude. Pri vzorčevanju z vrtinami odpadejo problemi gostote in velikosti vzorcev, predhodnega določanja koeficienta variacije, posebne organizacije vzorčevanja in priprave vzorcev.

e) Če primerjamo potrebno minimalno število analiz, ki jih rabimo za vsako rudno telo, vidimo, da jih moremo zmanjšati s pravilnim vzorčevanjem na  $\frac{1}{4}$  (glej 15. tabelo). Tako bi rabili za vsako rudno telo okrog 100 do 300 analiz, ki bi nam dale orientacijo o odstotku Hg v rudi. Seveda je število analiz odvisno tudi od velikosti rudnega bloka, ki se v naših računih izraža v vrednosti V. Barišev (1943) predlaga, da izračunamo število mesečnih vzorcev po tabeli, ki jo je sestavil. Tako bi n. pr. za



3.b slika — Fig. 3b

Sprememba koeficienta variacije v odvisnosti od števila vzorcev  
Changes of the variations-coefficient depending on samples-numbre

Idrijo pri produkciji okrog 20.000 ton rude mesečno in pri povprečni debelini rudnih con okrog 2 m zadostovalo za vzorčevanje okrog 60 analiz mesečno. Posamezni vzorec za analizo bi moral imeti vsaj 3 kg; v eno analizo bi morali združiti 30 do 40 vzorcev enega delovišča. Torej bi analizirali na približno vsakih 40 m. Z vsakega metra bi po Bariševu morali vzeti samo en vzorec. Če primerjamo zgornje, srednje in spodnje vzorce iz vrtin med seboj, dobimo vrednosti, ki jih kaže 15. tabela.

15. tabela

| Lokacija | Srednji % Hg | $\sigma$ | V % | m      | P %  |
|----------|--------------|----------|-----|--------|------|
| zgornji  | 0,56         | 0,88     | 157 | 0,1285 | 23   |
| srednji  | 0,72         | 0,995    | 138 | 0,145  | 20,2 |
| spodnji  | 0,66         | 1,005    | 152 | 0,146  | 22   |
| skupaj   | 0,65         | 0,627    | 96  | 0,052  | 8    |

Napake, ki jih dobimo, so prevelike, da bi mogli vzorčevati na ta način. Zato Bariševljeve tabele v našem primeru ne moremo uporabiti. Na vsakem mestu moramo torej vzeti približno 3-krat toliko, kot predlaga Barišev.

f) Del napak, ki so nam povečale odstopanja, smo povzročili sami, ker nismo imeli pravih proporcev pri kvartiranju in drobljenju vzorcev. To napako sem že obravnaval. Zato je dalo vzorčevanje z vrtnami še toliko bolj ugoden rezultat, ker so vzorci, ki smo jih vzeli na ta način, že dovolj zdrobljeni.

Iz rezultatov poizkusa jamskega vzorčevanja sledi, da moremo v idrijskem rudišču z relativno enostavno metodo in majhnimi stroški detaljno ceniti povprečni odstotek živega srebra v rudi.

Analiza vzorčevanja v jami in separaciji kaže, da moremo tudi pri razpršenih rudah slabe koncentracije doseči zelo dobre rezultate z enostavnimi metodami. Tak način obdelave vzorčevanja omogoča tudi podrobno kontrolo dela in napak, ki so se pojavile med obdelavo vzorcev. V idrijskem rudišču bi bilo potrebno zaključiti te poizkuse z ustrezno kontrolo. S tem bi dobili podatke o potrebnih napravah in stroških, ki bi jih zahtevala takšna organizacija vzorčevanja. Če primerjamo naše podatke z rezultati podobnih preiskav v Šuplji Steni in Brskovu (J a n k o - v i ć, 1953, 1954), vidimo, da še tako neugodni pogoji nastopanja rude ne predstavljajo nikakršnih težav pri ustreznem vzorčevanju. Seveda pa moramo takšno vzorčevanje uveljaviti samo tam, kjer je to nujno. Vzorečevati moramo rudišča v preiskovanju, nova rudna telesa, delo novih obratov pri predelovanju rud, kjer se približamo rentabilnostni meji izkoriščanja, ali če zahteva tehnološki proces enakomerno kvaliteto izkopanine. V ostalih primerih moremo uvesti samo občasna vzorčevanja ali pa celo delati brez tega. Uvajanje vzorčevanja bo naletelo na nekatere objektivne in subjektivne težave, vendar je to problem, ki ga ne moremo pustiti nedotaknjene. Če upoštevamo obstoječe predpise o cenitvi rudnih zalog, ki so sicer v tem pogledu nekoliko pomanjkljivi, moramo vendar v vsakem rudnem bloku določiti povprečni odstotek kovine. To pa bomo dosegli samo z dobro organiziranim vzorčevanjem.

Analize, na podlagi katerih sem računal, je naredil ing. M. B a b š e k v kemičnem laboratoriju Geološkega zavoda v vsaj dveh paralelkah. Poleg tega so nekatere vzorce, ki so kazali manjše ali večje razlike, analizirali tudi po šestkrat. Nekatere analize je kontrolirala s paralelnimi vzorci tudi ing. R. J a g e r v analitskem laboratoriju rudnika Idrija.

Za to obširno delo izreka avtor vsem sodelavcem, ki so sodelovali pri pripravi in analiziranju vzorcev, svojo prisrčno zahvalo. Rezultate moremo uporabiti v praktične namene pri določanju načina vzorčevanja in pri ustreznih napravah v novi separaciji.

Sprejel uredniški odbor dne 8 februarja 1956.

## SAMPLING OF MERCURY ORES

In the first part of the paper some theoretical data used in sampling, are given. In addition several methods of sampling and the applicability of various equations for the determination of optimal sample weights, are discussed.

In the second part of the paper a tentative sampling of Idrija ores is described and an attempt is made to determine the most suitable method of sampling for this region, the influence of different ore concentrations, and the changes due to the differences in the petrographic composition of the gangue.

In the preparation of samples the Detmond-Halferdall equation  $Q = Kd^a$  was used, in which  $Q$  is the optimum weight of the sample,  $d$  the diameter of the largest grain, and  $K$  and  $a$  coefficients dependent on the nature of the ore and the mode of sampling. Both coefficients were determined by the following experiments: Low grade ore was divided in three heaps of 2000, 1500, and 500 kgs containing grains of 10, 5, and 2,5 mms in diameter, respectively. Each heap was further divided in 5 series of 16 samples each. These samples were crushed, reduced, and analyzed. By means of the obtained data the two coefficients for the low grade ore were determined. The same procedure was used also for the high grade ore. Heap D contained 1500 kgs grains of up to 5 mms in diameter and heap E 500 kgs grains of up to 1,5 mms; from each series 8 samples were taken. The results of the experiments show that the value of the coefficient  $a = 1,2$  is invariable. The coefficient  $K$  for high grade ore is 8,9 and for low grade ore from 1,4 to 1,7. Thus only the determination of the coefficient  $K$  will be necessary in the future. Determined by this method the coefficients for grains of larger diameters considerably lessen the weight of samples as compared with the weights employed by Richard and Barišev. With smaller diameters this relation is reverse. But here the amounts of the optimum samples are so small that the difference in weight calls for no special devices for a further treatment of the samples. In the preparation of the samples smaller errors occurred because to two coefficients  $K$  and  $a$  were determined later. The errors were due to the fact that in single fractions the weights of samples were below the optimum. These errors, however, were negligible and did not influence the computations.

The experiments show that:

- a) petrographically different rocks and the differences in mineralization have no influence on the conditions of sampling,
- b) with a given factor of variation an adequate number of samples should be used. Too few samples make computation impossible,
- c) in the ore deposit of Idrija the coefficient of variation is very changable. Since the other factors influencing this variability cannot be changed only the influences due to different modes of sampling, can be eliminated. Most satisfactory results are obtained by sampling ore taken

from boreholes. Beside reducing the coefficient K (which likewise requires a smaller number of analyses) this sampling is also the simplest.

d) the changes of the coefficient V are independent of the average amount of metal in the ore. A greater number of analyses does not reduce the coefficient.

e) correct sampling can considerably reduce the number of analyses.

In the washery and the mine sampling can be carried out relatively simply and with a small number of analyses. It is, of course, impossible to steer clear of lesser errors which always occur in sampling. These errors together with those occurring in chemical analyses are, however, negligible.

#### LITERATURA

Barišev, N. V. in Belov, P. S., *Kratkoe rukovodstvo po oprobovanju zolotorudnih mestoroždenij*, Moskva, 1943.

Barnitzke, E., *Über Probenahme zur Ermittlung des Durchschnittsmetallgehaltes von Rotherzen u. des Aufbereitungserfolges*. Metall u. Erz. 1930.

Bonschendorf, F., *Neue Erfahrungen in der Beurteilung gangförmiger Pb-Zn Erzlagerstätten*. Zt. f. Erzberg. u. Metallhütt. Stuttgart, 1952.

Borchert, H., *Einfluss der Lagerstättenverhältnisse auf die Probenahme*. Metall u. Erz. August-November 1952.

Compania Mercurio en Sein Alto and Beneficiadora de Mercurio SA — Mexico. *Denver Equipment index II. edition. Volume 1.*

Czeczot, H., *Branie prob i ich badanie*, Warszawa, 1931.

Ferjančič, S. I., *Vzorčevanje — strokovni izpit*, 1950.

Förster, dr. ing. K., *Probenahmen und Erzreserven-Beurteilung in den Goldfeldern Transvaals*, 1914.

Gould, G. J., *Quecksilber (prevod Lindella)* Metall u. Erz. 1930.

Graf, U. in Henning, J., *Mat.-statist. Grundlagen bei der Probenahme und Probewertung von Erzen, Metallen und Rückständen*. Zt. f. Erzber. u. Metallhütt. April 1952.

Janković, S., *Karakteristike eksperimentalnog oprobavanja Brskovskog olovno-cinkovog ležišta*. Zbornik radova geol. i rud. fak., Beograd, 1952.

Janković, S., *Istraživanja u olovno-cinkovom rudištu Šuplje Stijene (Crna gora)*. Zbornik radova geol. i rud. fak. Beograd, 1952.

Jahns, dr. H., *Der Einfluss des grössten Stücks bei der Probenverteilung und der in den Geräten zurückbleibenden Reste auf die Genauigkeit der Probenahme*. Glückauf, Essen, 1952. b.

Jahns, dr. H., *Die Genauigkeit der Probenahme von Kohlen und Erzsendungen*. Glückauf, Essen, 1952.

Kapus-Jager, R., *Fotometrično določanje malih množin Hg v živo-srebrnih rudah*. Diplomsko delo, 1953.

Keil, K., *Grundzüge der praktischen Durchführung von Erzvorratsberechnungen*. Metall u. Erz, Februar 1942.

Kreiter, V., *Poiski in razvedki poleznih iskopaemih*. Moskva, 1940.

Landry, A. B., *Fundamentals of Coal Sampling*. Washington, 1944.

Langhlin, D. Mc.; *Geological Factor in the Valuation of Mines*. Econ. Geol. 1939.

Maar, H., *Probleme der Probenahme von Erzen und Konzentraten*. Metall u. Erz. Oktober 1952.

*New Minings Methods Tested*. Min. Eng. Junij 1951.

Niggli, P., *Gesteine und Minerallagerstätten*, Basel, 1948.

*Open Pit Forum, Ore Control at Inspiration*. Min. Eng. Apr. 1951.

Planinšek, S., Dosadašnja iskustva o uzimanju proba u rudnicima obojenih metala NR Srbije. Rud. i met. št. 6, god. IV. Beograd, 1953.

Perry, Spravočnik inženera kemika II. tom, Moskva, 1947.

Plaksin, I. N., Oprobovanje i probirni analiz, Moskva, 1947.

Probenahme von Erzen und anderen metallhaltigen Verhüttungsmaterialien. Selbstverl. Ges. Deutschen Metallhütt. u. Bergleute, 1931.

Smirnov, Geol. služba na odnom od rtutnih rudnikov. Rudničnaja Geologija, Moskva—Leningrad, 1946.

Šulin, M., Osnovne kovinske bilance pri dobivanju Hg v Idriji. — Diplomsko delo, 1950.

Zenkov, D. A., Rukovodstvo po metodike rudničkoj geol. dlja, Au rudnih mestoroždenij, Moskva, 1941.