

Redução do risco na estimativa de recursos de curto prazo com incremento de amostras imprecisas

Reduction of risk in short-term resource estimation with increased noise samples

Danilo Ribeiro dos Santos¹ , Marcelo Monteiro da Rocha¹ ,

¹Universidade de São Paulo, Instituto de Geociência, Rua do Lago, 562, Cidade Universitária, Butantã, CEP: 05508-080, São Paulo, SP, BR. (danilor.santos@usp.br; mmrocha@usp.br)

Recebido em 26 de fevereiro de 2024; aceito em 7 de novembro de 2025.

RESUMO

Este estudo aborda a utilização de amostras secundárias na estimativa de recursos minerais no planejamento de curto prazo, devido aos altos custos associados à sondagem rotativa diamantada (DDH). A pesquisa investiga métodos para combinar dados de diferentes tipos de amostragem, que frequentemente resultam em distintos suportes amostrais e níveis de confiabilidade, destacando dados "primários" (amostras de sondagem diamantada) mais confiáveis e dados "secundários" (canaletas ou pó de perfuratriz) menos confiáveis. A análise inclui estimativas por krigagem ordinária, corrigindo o enviesamento da variável secundária, e por cokrigagem, comparando os resultados com um modelo de referência estimado apenas com amostras primárias. Os resultados sugerem que corrigir o viés dos dados secundários pode ser uma prática eficaz para estimativas de recursos minerais de curto prazo por krigagem ordinária.

Palavras-chave: Amostragem; Krigagem ordinária; Cokrigagem; Viés de dados amostrais; Estimativa.

ABSTRACT

This study addresses the use of secondary samples in short-term mineral resource estimation, due to the costs associated with diamond drilling (DDH). The research investigates methods for combining data from different sampling types, which often result in distinct sample supports and reliability levels, highlighting "primary" data (diamond drill hole samples) as more reliable and "secondary" data (channel samples or drill cuttings) as less reliable. The analysis includes estimations by ordinary kriging, correcting the bias of the secondary variable, and by cokriging, comparing the results with a reference model estimated only with primary samples. The findings suggest that correcting the bias of secondary data may be an effective practice for short-term mineral resource estimates by ordinary kriging.

Keywords: Sampling; Ordinary kriging; Cokriging; Sampling data bias; Estimation.

INTRODUÇÃO

Os modelos de recursos minerais de curto prazo ou modelos de *grade control* são representações gráficas detalhadas da disposição dos corpos de minério usados para a elaboração e posterior operacionalização dos projetos de lavra de um empreendimento mineral. É um modelo útil para fornecer a previsão e o planejamento da produção no curto prazo.

Rossi e Deutsch (2013) definem modelos de curto prazo como modelos auxiliares usados para melhorar a estimativa local do modelo de recursos de longo prazo. Ainda segundo os mesmos autores, longo prazo refere-se a períodos de produção de um ano ou mais, enquanto médio prazo refere-se a três a seis meses de produção e curto prazo se refere a 1 mês de produção ou menos, mas isso varia de acordo com a escala de produção.

A excelência nas etapas de planejamento, operação e metalurgia não é suficiente para minimizar problemas causados por um modelo de recursos de curto prazo com baixa confiabilidade. Acredita-se que a maior quantidade de amostras, se não enviesadas, favorecem uma estimativa de teores mais confiáveis e aderentes.

Para a estimativa de recursos, a acurácia, a quantidade e o espaçamento das amostragens são fundamentais para a qualidade da estimativa de um modelo de recursos minerais. Além da quantidade, é relevante a disposição espacial dessas amostras e a qualidade das amostragens. Devido aos custos associados à sondagem rotativa diamantada (DDH) é comum a utilização de amostras secundárias que frequentemente apresentam menor expectativa de acurácia devido a diferenças inerentes aos seus métodos de coleta e suporte amostral, para agregar informações geológicas aos modelos de recursos de uma mina, especialmente no curto prazo. Essas amostras podem ser, além da sondagem, amostras por trincheiras, amostras provenientes de perfuratrizes com circulação reversa, amostras de furos de desmonte, canaletas, etc. A qualidade e a quantidade dos dados de amostragem são críticas para a confiança nas estimativas dos recursos.

A quantidade insuficiente de amostras pode ocasionar discrepâncias elevadas entre o valor estimado e o valor real usando dados de uma malha amostral muito espaçada.

Os dados amostrais apresentam um erro inerente ao processo de amostragem, o erro amostral, sendo originado, essencialmente por: heterogeneidade intrínseca do material que está sendo amostrado, procedimento ou equipamento de amostragem e preparação física inadequada (Gy, 1992).

MATERIAIS E MÉTODOS

Para este trabalho foi usado um banco de dados real de um depósito de ouro do tipo *paleoplacer* remobilizado hospedado em metaconglomerados do paleoproterozoico. Os corpos geológicos nessa região têm direção NNW-SSE com mergulho entre 50° e 60° no sentido NNE. A natureza remobilizada e a complexidade geológica deste tipo de depósito frequentemente resultam em heterogeneidades es-

paciais significativas nos teores, o que torna a amostragem e a estimativa de recursos particularmente desafiadoras e sensíveis à qualidade e densidade dos dados.

Foi realizada a modelagem do domínio de recursos utilizando o *software* específico, que utiliza um algoritmo de interpolação por funções de base radial para uso da técnica de modelagem implícita. A modelagem foi realizada utilizando como critérios de definição de minério e estéril o teor mínimo de 0,50 g/t, a litologia e a continuidade geológica.

Para a análise exploratória dos dados, desagrupamento, análise geoestatística, validações das estratégias de busca e as estimativas do modelo de blocos foram utilizados os softwares especializados para essas finalidades.

A quantidade de amostras dentro do corpo mineralizado objeto deste estudo é de 858 amostras de sondagem diamantada (DDH) e 653 amostras de canal (CHN) com um comprimento médio de 0,55 metros e 0,46 metros respectivamente (Tabela 1). Os pontos, observados nas Figuras 1 e 2, representam as amostras coloridas de acordo com o teor de Au.

Os protocolos amostrais para DDH e CHN seguiram os padrões da indústria de mineração para depósitos de ouro, visando à representatividade das amostras. As análises para ouro foram realizadas por ensaio de fogo (*Fire Assay*) em laboratório certificado, com limite de detecção de 0,005 g/t, garantindo a qualidade analítica dos dados.

As amostras foram regularizadas para 1 metro, limitando o tamanho do resíduo a 0,15 metros, ou seja, no caso de amostras de borda, aquelas menores do que 0,15 metros podem ser incorporadas ao intervalo regularizado anterior em relação ao início do furo ou canal. Apresentam-se na Tabela 2 algumas estatísticas da espessura das amostras após a regularização.

A regularização cria banco de dados com tamanhos de amostras aproximadamente regulares e, portanto, uma nova distribuição estatística suavizada. É importante verificar se a regularização mudou significativamente a distribuição estatística dos dados originais. Abzalov (2016) orienta que a regularização não deve alterar o teor médio das amostras e que alterações importantes devem ser investigadas. É importante comparar também como a regularização das amostras alterou o total do metal contido (teor x espessura), sendo que a diferença ao dado original deve ser inferior a 5

Tabela 1. Estatística descritiva do comprimento das amostras de DDH e CHN.

Comprimento das amostras da variável Au (Ouro) original

	DDH	CHN
Quantidade	858	653
Média (m)	0,55	0,46
Mínimo (m)	0,01	0,01
Máximo (m)	1,60	1,16

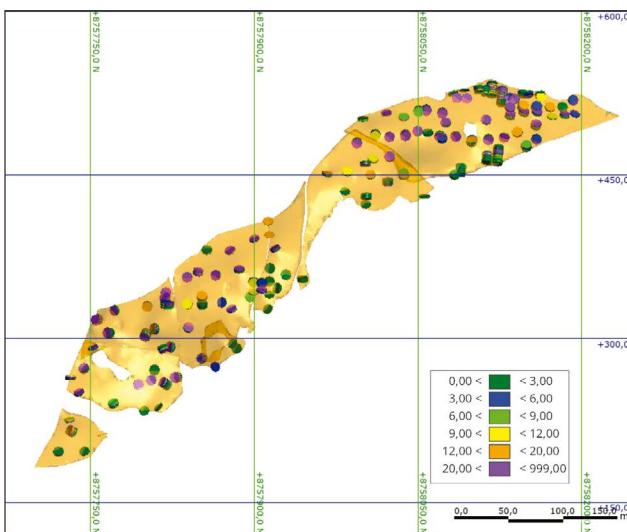


Figura 1. Distribuição de teores das amostras de DDH, representadas por cores de acordo com os teores em g/t.

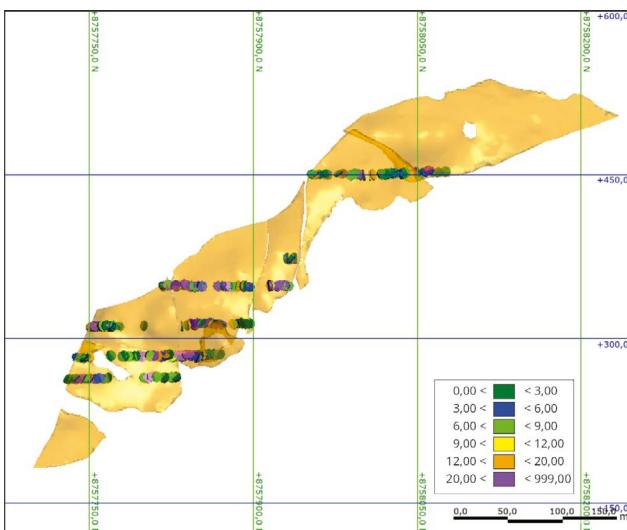


Figura 2. Distribuição de teores das amostras de CHN, representadas por cores de acordo com os teores em g/t.

Tabela 2. Estatística descritiva do comprimento dos compósitos de DDH e CHN.

	DDH	CHN
Quantidades	512	361
Q1 (m)	1,00	0,61
Q2 (m)	1,00	1,00
Q3 (m)	1,00	1,00
Média (m)	0,92	0,83
Mínimo (m)	0,16	0,13
Máximo (m)	1,15	1,15

%. A regularização das amostras resultou em uma redução de 5% na média dos furos de sondagem e um aumento de 3% na média das amostras de canal, ambos dentro da variação aceitável.

Na Tabela 3, são apresentadas as estatísticas descritivas dos dados originais antes da regularização das amostras para compósitos de 1 metro. É possível destacar a similaridade dos resultados do CHN em relação aos DDH.

A Tabela 4 mostra a estatística descritiva básica das amostras regularizadas para um suporte amostral de 1 m, ponderada pela espessura das amostras.

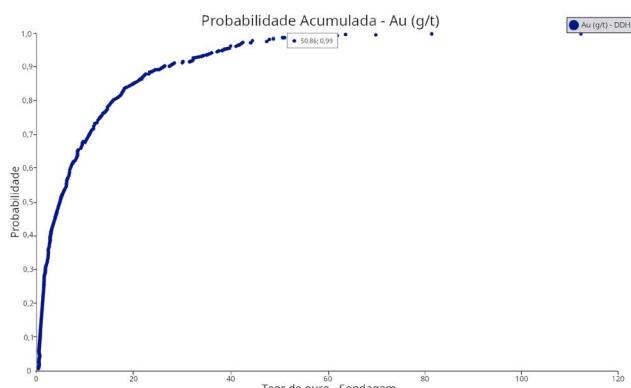
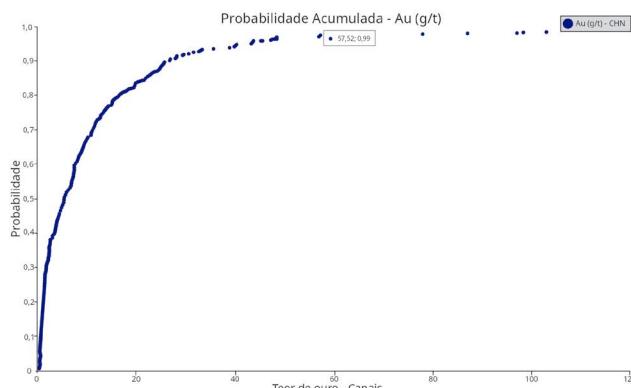
Uma grande preocupação dos geoestatísticos é o tratamento de valores extremos de forma a não superestimar a quantidade de metal contido para o depósito. Para evitar este problema é feito a limitação de valores extremos. Isso implica em definir um valor máximo para os compósitos e todos os valores maiores que esse máximo são igualados ao máximo definido. Neste estudo foi usado o gráfico de probabilidade acumulada para análise e definição de valor do limite dos teores. As Figuras 3 e 4 correspondem ao gráfico de probabilidade acumulada das amostras primárias e secundárias. Pode-se observar que, para ambas as variáveis, o comportamento da cauda da distribuição se torna mais pronunciado a partir do percentil 99. Embora o afastamento visual possa ser interpretado em teores ligeiramente menores em gráficos de probabilidade, optou-se por utilizar o 99º percentil para a definição do capeamento, a fim de minimizar a perda de informação sem introduzir o viés dos *outliers* mais extremos. Para a variável primária, 99 % dos valores possuem teores de 0 a 50,86 g/t, e em 1 % dos dados, os teores variam de 50,86 a 112,15 g/t. Na variável secundária, o comportamento é semelhante, 99 % estão entre 0 e 57,52 g/t e 1 % dos dados estão entre 57,52 e 102,76 g/t. Sendo assim, os dados a serem utilizados para as estimativas foram truncados neste quantil, para a variável primária corresponde ao teor de valor de 50,86 g/t e para a variável secundária 57,52 g/t.

Tabela 3. Estatística descritiva da variável Au das amostras de DDH e CHN não regularizadas.

	DDH	CHN
Quantidades (un)	858	653
Média (g/t)	10,50	10,38
Desvio Padrão	16,35	16,52
CV	1,56	1,59
Variância	267,45	272,75
Mínimo (g/t)	0,03	0,04
Q1 (g/t)	1,12	1,27
Q2 (g/t)	3,30	3,79
Q3 (g/t)	13,41	12,43
Máximo (g/t)	178,48	153,62

Tabela 4. Estatística descritiva da variável Au das amostras de DDH e CHN regularizadas para 1m.

	DDH	CHN
Quantidades (un)	512	361
Média (g/t)	9,97	10,79
Desvio Padrão	13,18	14,59
CV	1,32	1,35
Variância	173,66	212,83
Mínimo (g/t)	0,09	0,04
Q1 (g/t)	1,50	1,85
Q2 (g/t)	4,85	5,90
Q3 (g/t)	12,98	13,48
Máximo (g/t)	112,15	102,76

**Figura 3.** Gráficos de probabilidade da variável DDH para análise da distribuição de valores extremos.**Figura 4.** Gráficos de probabilidade da variável CHN para análise da distribuição de valores extremos.

A diferença entre o quartil superior e o valor máximo indica a presença de *outliers* ou valores extremos, que podem afetar os resultados das estimativas, ocasionando a superestimativa dos teores. A média dos teores de ouro no DDH reduziu de 9,97 g/t para 8,70 g/t (-12,7 %) e a média no CHN reduziu de 10,79 g/t para 9,71 g/t (-10 %), o que era esperado devido truncamento dos valores extremos

considerados anômalos. A Figura 5 apresenta o diagrama de caixa para comparação das estatísticas descritivas após o truncamento dos dados.

De acordo com Bassani e Costa (2022), amostras com diferentes suportes têm variâncias diferentes que consequentemente levam a diferentes patamares para o modelo do variograma. Segundo Goovaerts (1997), para que os dados possam ser utilizados conjuntamente, o viés (erro sistemático na estimativa) e a precisão (reprodutibilidade da medida) devem ser corrigidos. Segundo Araújo (2015), para que os dados possam ser utilizados conjuntamente, o viés e a precisão devem ser corrigidos. Para isto, as amostras secundárias foram estandardizadas (Equação 1) e reescalonadas (Equação 2), utilizando os valores de média desagrupada e desvio padrão da variável primária:

$$Z_j(u_{\alpha j})^{STD} = \frac{[Z_j(u_{\alpha j}) - m_j]}{\sigma_j} \quad 1$$

$$Z_j(u_{\alpha j})^{BACK} = Z_j(u_{\alpha j})^{STD} * \sigma_i + m_i \quad 2$$

Onde:

- $Z_j(u_{\alpha j})^{STD}$ – é a variável secundária estandardizada;
- $Z_j(u_{\alpha j})$ – são os dados da variável secundária;
- m_j – é a média desagrupada da variável secundária;
- σ_j – é o desvio padrão da variável secundária.

Na equação 2:

- $Z_j(u_{\alpha j})^{BACK}$ – é a variável reescalonada;
- σ_i – é o desvio padrão da variável primária;
- m_i – é a média desagrupada da variável primária.

Os três valores de teor transformados que ficaram negativos foram substituídos por 0,00 g/t, representando menos de 0,5% do total de amostras.

Essa transformação tem o objetivo de corrigir o viés que pode existir da variável secundária e transformar a sua distribuição estatística para que fique com a mesma média e mesmo desvio padrão da variável primária. A média dos teores de CHN regularizados para 1 m é igual a 10,79 g/t (Figura 6). Essa operação fez com que a média de teor dos compósitos de CHN aumentasse em 1,8 % relativos apenas (Figura 7). Neste trabalho, os dados de CHN com os valores modificados não foram utilizados na estimativa, mas sim para construção do variograma em uma das etapas.

DESENVOLVIMENTO

A partir do mapa variográfico, foi inferida a direção principal do fenômeno espacial e, para analisar a distribuição e variabilidade espaciais, calculou-se o variograma experimental utilizando todos os dados (Figura 8 e Tabela 5). Foi utilizada a técnica de *unfolding*, também conhecida como desdobramento, tomando a superfície de topo do corpo mineralizado como referência para criar um sistema de coordenadas "desdobrado" ou "unfolded" (Goovaerts,

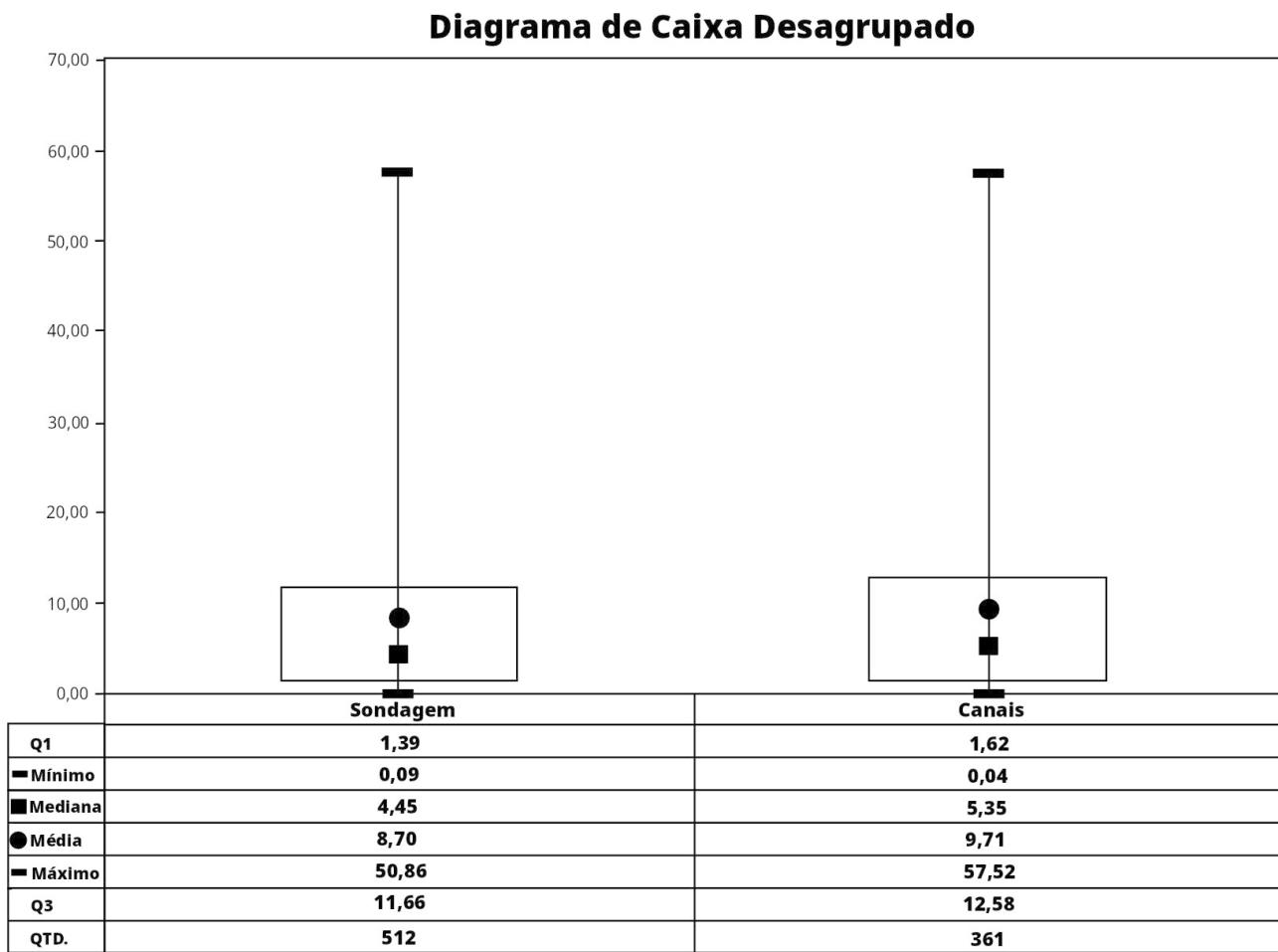


Figura 5. Diagrama de caixa da variável Au após o truncamento no quantil 0,99 e desagrupamento.

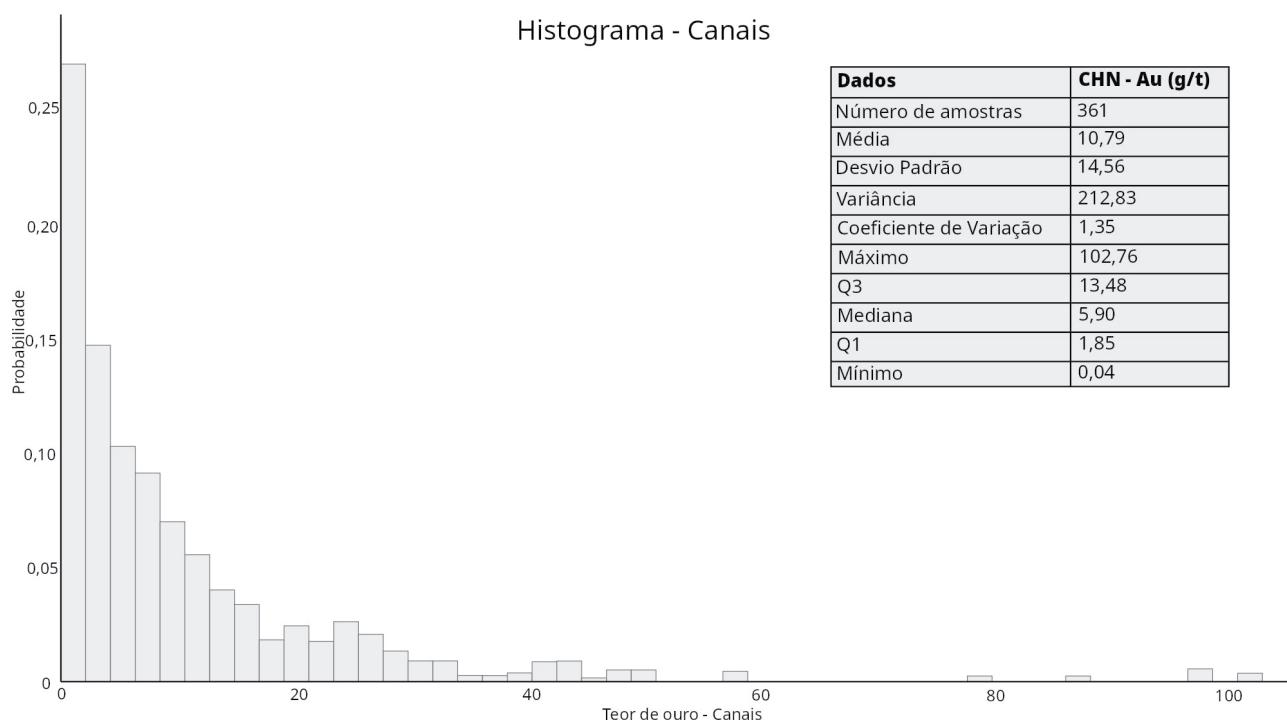


Figura 6. Histogramas dos dados de CHN regularizados sem o truncamento dos valores extremos.

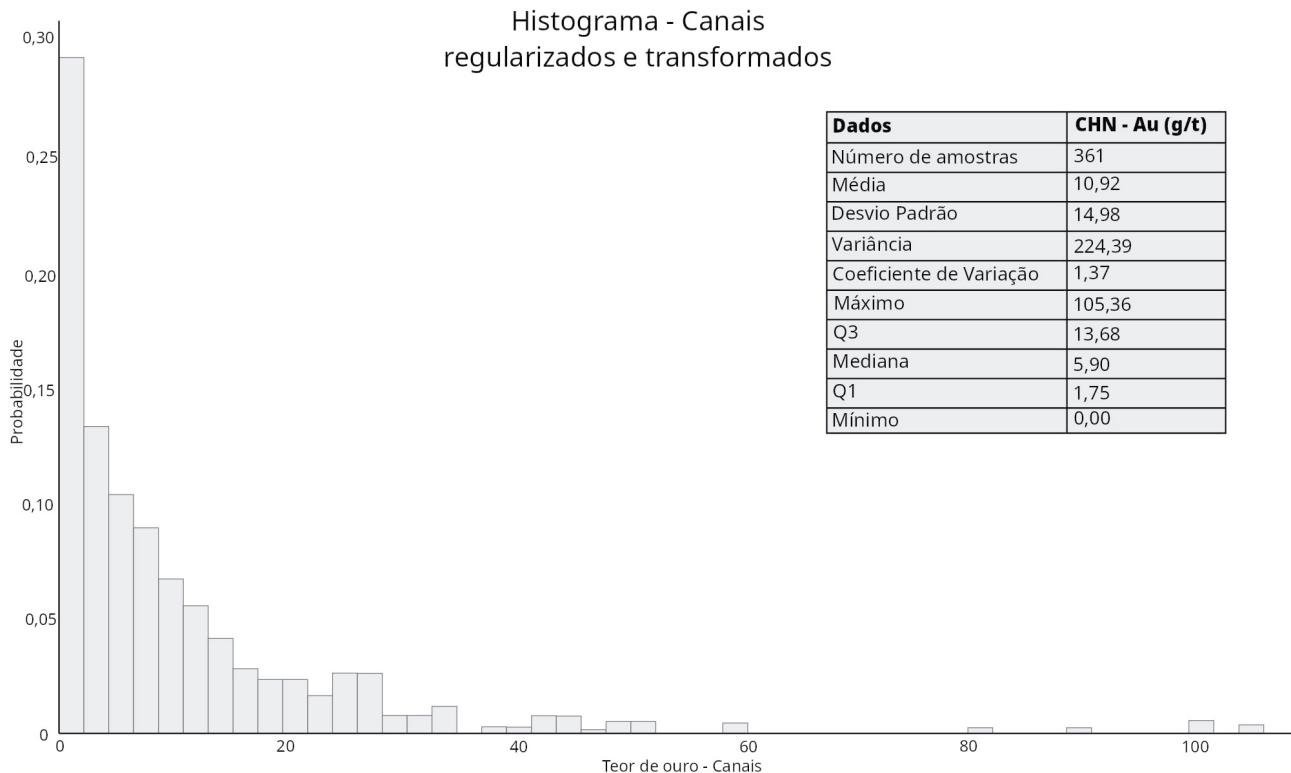


Figura 7. Histogramas dos dados de CHN regularizados e transformados sem o truncamento dos valores extremos.

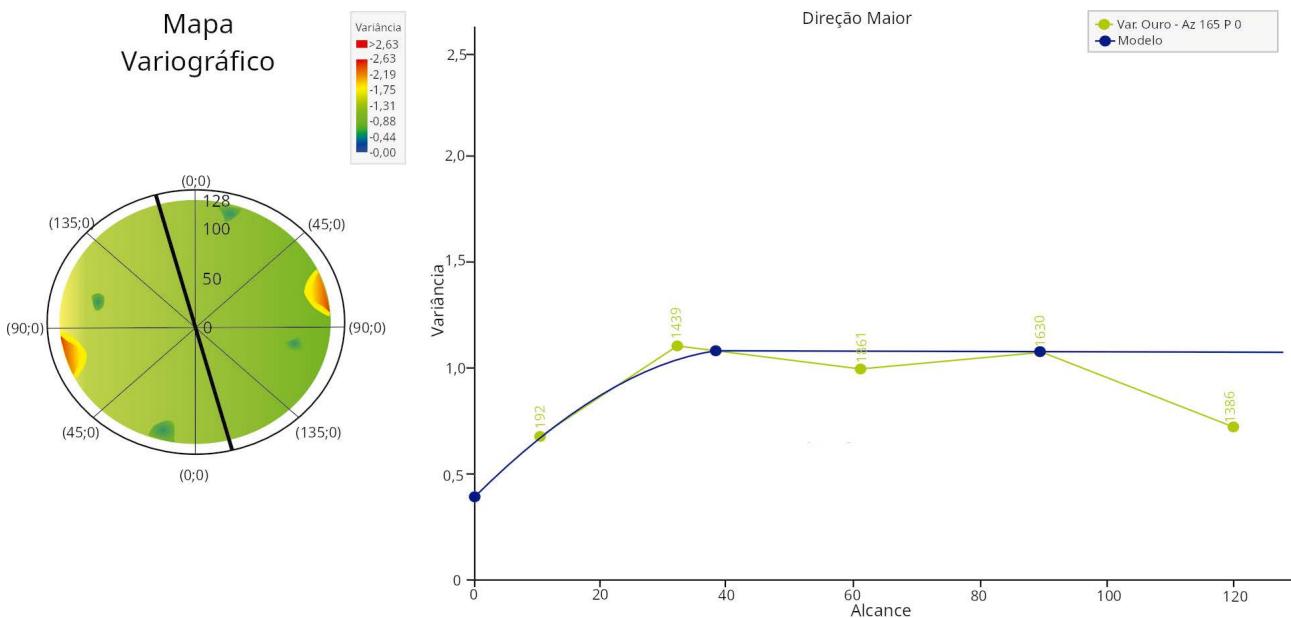


Figura 8. Variograma experimental da variável Au considerando os dados DDH+CHN_transformados.

1997). Esta técnica, frequentemente aplicada em depósitos dobrados ou falhados, como o depósito de ouro *paleopla-
cer* remobilizado em estudo, tem como objetivo principal
remover a influência de estruturas geológicas complexas na
continuidade espacial. Ao invés de apenas horizontalizar,
a técnica alinha os compósitos e os centroides dos blocos
em um segundo sistema de coordenadas, permitindo que

Tabela 5. Direções de maior, intermediária e direção perpendicular ao plano formado pelas direções de maior e menor continuidade do domínio.

Direções	Azimute	Dip
Eixo maior	165	0
Semieixo	75	0
Eixo menor	0	0

a variografia seja realizada de forma mais representativa da continuidade intrínseca do teor. Portanto, neste trabalho os variogramas foram modelados na posição horizontal no espaço desdobrado (Figura 9).

Para as estimativas foram considerados dois conjuntos de dados. O primeiro usou apenas os dados de sondagem diamantada com objetivo com estimar um modelo de blocos de referência considerando apenas as amostras de DDH considerando que são os dados de maior acuracidade, o variograma e respectivo modelo pode ser observado na Figura 10.

O segundo conjunto de dados utilizou para a análise geoestatística todos os dados de DDH mais os dados de ca-

nal transformados. Seguramente, é preferível utilizar todos os dados disponíveis, desde que sejam tratados corretamente e não gerem viés na estimativa do modelo de blocos.

É possível observar na Figura 11 que o variograma calculado usando todos os dados é mais bem estruturado, apresenta efeito pepita mais baixo, além de indicar uma diferente direção de maior continuidade do fenômeno. A questão que se levanta é que, provavelmente, a quantidade de dados apenas de DDH sejam insuficientes para o cálculo de um variograma realmente representativo do domínio de recursos em questão.

Para determinar a correlação entre duas variáveis foi construído um modelo de correlograma cruzado entre elas para $h=0$. A Figura 12 mostra que a correlação entre as variáveis DDH e CHN é próxima a 0,60. Idealmente, a correlação entre a variável primária e a secundária tem que ser superior a 0,70.

Estimativa

Foram realizadas quatro diferentes estimativas de modelos blocos com os dados truncados. As quatro estimativas foram feitas da seguinte maneira:

- Krigagem ordinária apenas utilizando os furos de sondagem (au_ddh);
- Krigagem ordinária com todas as amostras, DDH+CHN, no entanto utilizando o variograma calculado a partir apenas dos dados de sondagem (au);
- Krigagem ordinária com todas as amostras, DDH+CHN, e o variograma calculado a partir de DDH e CHN reescalado (au_std);

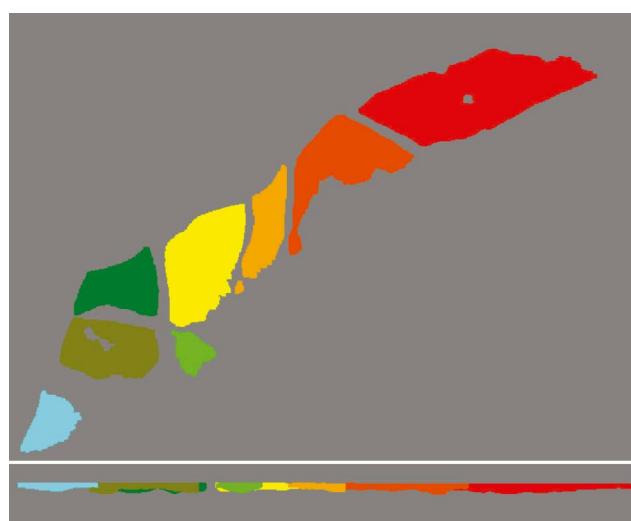


Figura 9. Modelo do corpo mineralizado desdobrado e horizontalizado.

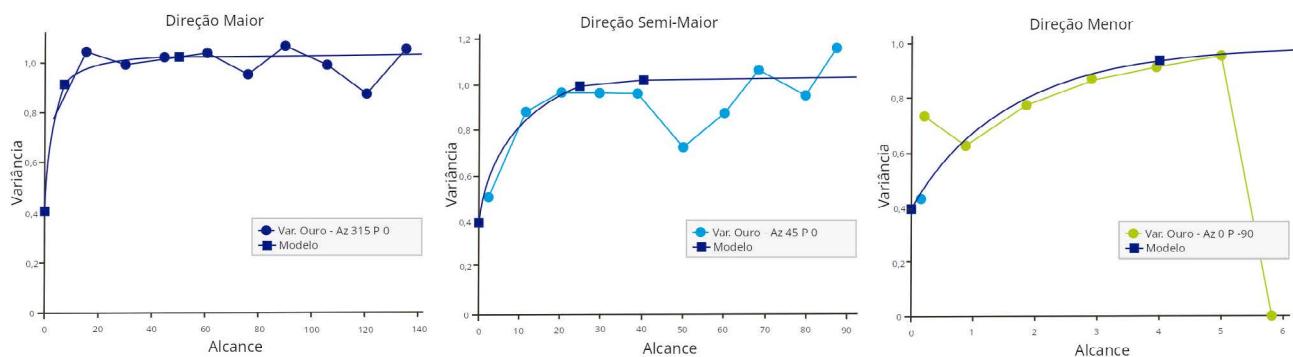


Figura 10. Variograma experimental calculado para três direções e respectivo modelo teórico de variograma ajustado considerando o primeiro conjunto de dados.

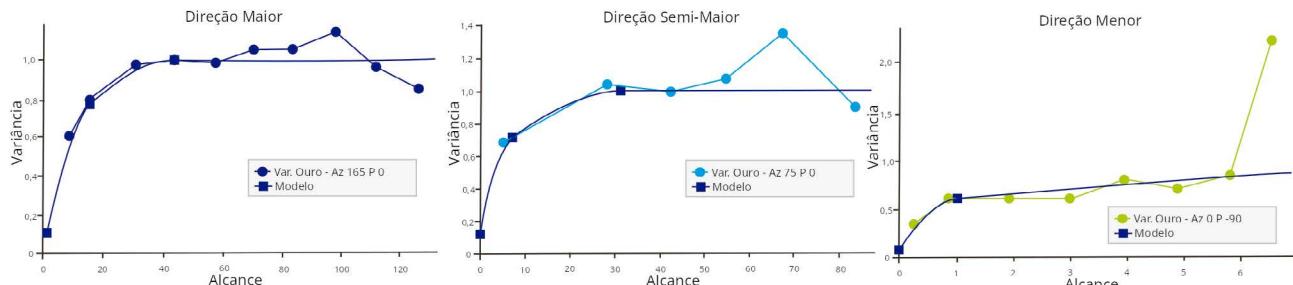


Figura 11. Variogramas nas três direções ortogonais com dados de DDH e CHN (transformados).

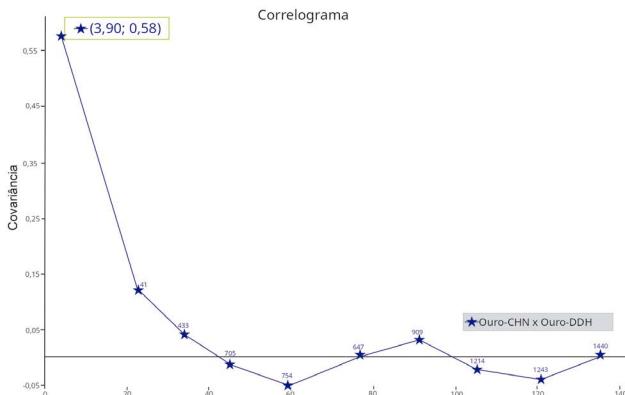


Figura 12. Correlograma cruzado entre as variáveis primária e secundária.

- Cokrigagem ordinária usando todas as amostras (au_cok).

Foi construído um modelo de blocos com blocos de dimensões de $1\text{ m} \times 1\text{ m} \times 1\text{ m}$ ao longo das direções X, Y e Z. A discretização dos blocos foi definida como $4 \times 4 \times 2$. As estimativas foram limitadas para os blocos dentro do modelo geológico. A escolha de blocos de $1\text{ m} \times 1\text{ m} \times 1\text{ m}$, apesar da malha amostral e dos alcances variográficos serem maiores, justifica-se pela aplicação do modelo para planejamento de lavra de curto prazo e controle de teor. Nestas fases, blocos menores permitem uma delimitação mais precisa das unidades de lavra e minimizam a diluição/perda de minério, mesmo que a incerteza da estimativa local seja intrinsecamente maior.

Os parâmetros de estimativa foram os mesmos para os quatro cenários realizados, modificando apenas o variograma. A estimativa foi feita por passadas, seis ao todo, com elipsóides de busca horizontais no azimute 000° como direção do eixo maior. O uso de múltiplas passadas de estimativa (seis, neste caso) é uma prática comum para garantir que todos os blocos sejam estimada-

dos, priorizando a utilização de amostras mais próximas através de um elipsoide de busca menor nas primeiras passadas e expandindo o raio de busca nas passadas subsequentes. Isso permite um controle sobre o número de amostras utilizadas na estimativa de cada bloco e na distância máxima de influência, buscando um balanço entre a suavização excessiva e a estimativa de blocos mais distantes das amostras.

Como pode ser visualizado na Figura 13, a forma de estimativa “Au_cok” (cokrigagem ordinária) gerou “artefatos” evidentes, como padrões de suavização não geológicos e descontinuidades abruptas, e a direção de anisotropia não ficou bem representada na distribuição dos teores, bem como o resultado da estimativa diverge das outras três formas.

A forma de estimativa “Au_std” apresenta um resultado aparente menos ruidoso como pode ser visualizado na Figura 13. Na Tabela 6, pode-se perceber que os resultados médios globais são bastante similares, porém é importante ressaltar que para modelos de curto prazo as médias locais são mais relevantes que a média global. Reconhecendo a maior relevância das médias locais para modelos de curto prazo, os resultados da validação *Jackknife*, com a análise dos erros pontuais (Tabela 8), fornecem uma medida direta da acurácia local dos métodos. Embora não tenham sido gerados *scatterplots* entre os métodos ou analisado erros por janelas móveis neste estudo, estas são abordagens valiosas para futuras análises de validação local.

Validação e Discussão dos Resultados

A validação dos resultados foi realizada utilizando métodos de validação cruzada, dos quais o *Jackknife* é uma forma específica (Davis, 2002; Goovaerts, 1997). Neste estudo, a validação *Jackknife* foi implementada para estimar o valor de cada amostra removendo-a temporariamente do

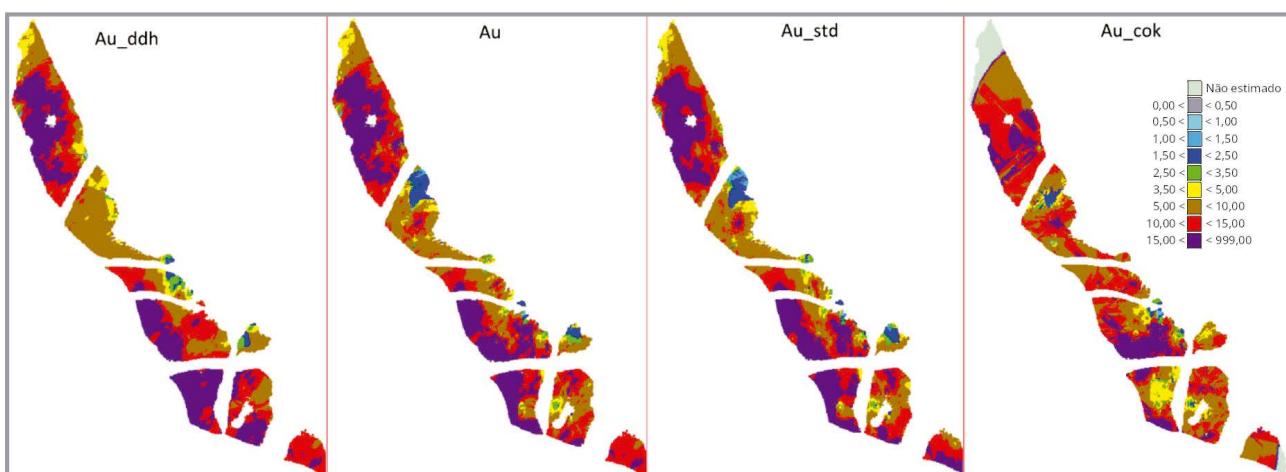


Figura 13. Modelos de blocos estimados pelos quatro métodos – Au_ddh: Krigagem ordinária com DDH; Au: Krigagem ordinária com DDH+CHN original e variograma de DDH; Au_std: Krigagem ordinária com DDH+CHN reescalonado e variograma de DDH+CHN transformado; e Au_cok: Cokrigagem ordinária com todas as amostras.

Tabela 6. Estatística descritiva básica dos modelos de blocos estimados.

	Au_ddh	Au	Au_std	Au_cok
Nº de blocos (un)	115.343	115.343	115.343	111.824
Média (g/t)	10,26	10,46	10,46	10,55
Desvio Padrão	5,75	6,00	6,18	4,95
Variância	33,04	35,46	38,23	24,51
CV	0,56	0,57	0,59	0,47
Máximo (g/t)	42,06	44,62	45,25	47,66
Q3 (g/t)	13,35	13,54	13,64	12,89
Q2 (g/t)	8,96	9,27	9,15	10,09
Q1 (g/t)	6,09	6,16	6,00	7,29
Mínimo (g/t)	0,59	0,60	0,53	0,20

conjunto de dados, avaliando assim a acurácia pontual das estimativas. Este método, sendo um tipo de validação cruzada '*leave-one-out*', é particularmente útil para verificar a estabilidade do modelo e a sensibilidade a pontos individuais. Além disso, foram conduzidas validações cruzadas adicionais para cenários específicos, conforme detalhado a seguir. No primeiro cenário foi utilizada amostras de furo de sondagem para estimar pontualmente as amostras de canaletas. O diagrama de dispersão dos resultados é apresentado na Figura 14.

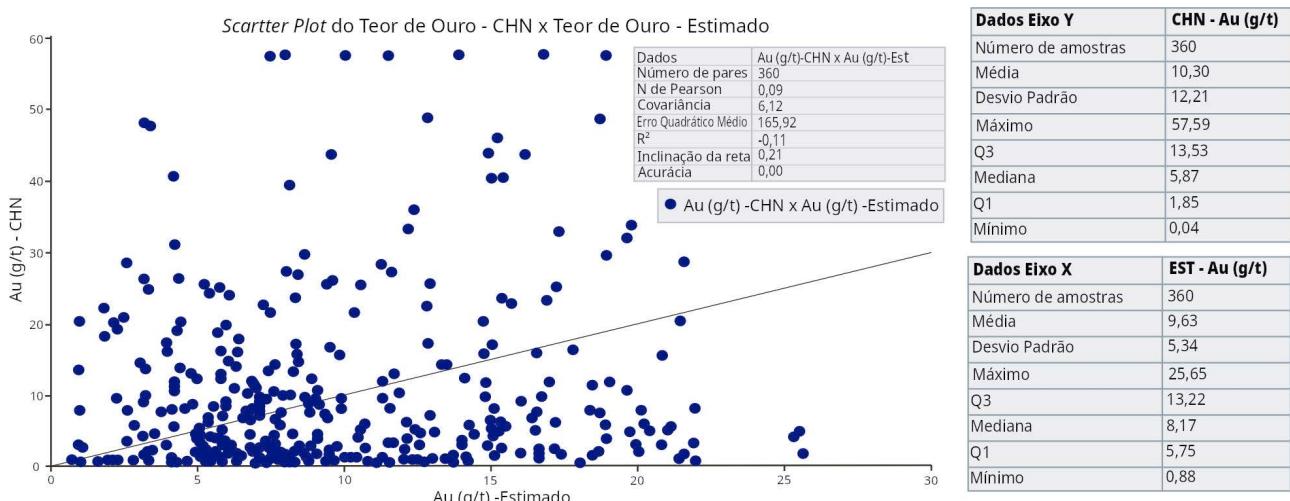
Para verificar a qualidade dos resultados das estimativas foram medidos o coeficiente de correlação linear (r) ou coeficiente de correlação de Pearson e o coeficiente angular da regressão linear ($y = Bx$), a partir do gráfico de dispersão entre as estimativas e as amostras. A Figura 14 mostra que o coeficiente de Pearson é muito baixo (0,09) bem como o índice de correlação angular (0,22). Apesar da dispersão alta, a média estimada em comparação com a média das amostras ficou aderente (-6,4 %), 10,30 g/t e 9,64 g/t, levando em consideração o espaçamento médio entre os furos de

sondagem de 30 m e o espaçamento das canaletas de 3,5 m. Embora o coeficiente de Pearson (0,09) e o coeficiente angular (0,22) sejam baixos, indicando uma correlação fraca e alta dispersão dos pontos, a aderência da média estimada em relação à média das amostras (-6,4 %) sugere que, em termos de balanço global, a estimativa é razoável, considerando as grandes diferenças de espaçamento entre os furos de sondagem e as canaletas. No entanto, a baixa correlação pontual reforça a necessidade de abordagens mais robustas para a integração de dados secundários.

Na sequência foram feitos a validação *Jackknife* para comparar os métodos de estimativas testados usando todas as amostras do banco de dados. Os parâmetros são similares ao da 4^a passada da estimativa apresentados na Tabela 6, com a diferença que o elipsoide de busca foi rotacionado de acordo com a direção do variograma.

As estimativas *Jackknife* foram feitas da seguinte maneira:

- AU_JK1 - Krigagem ordinária apenas utilizando os furos de sondagem e estimando todas as amostras (Figura 15);

**Figura 14.** Scatter Plot da estimativa de ponto na posição do CHN baseado nos dados de DDH.

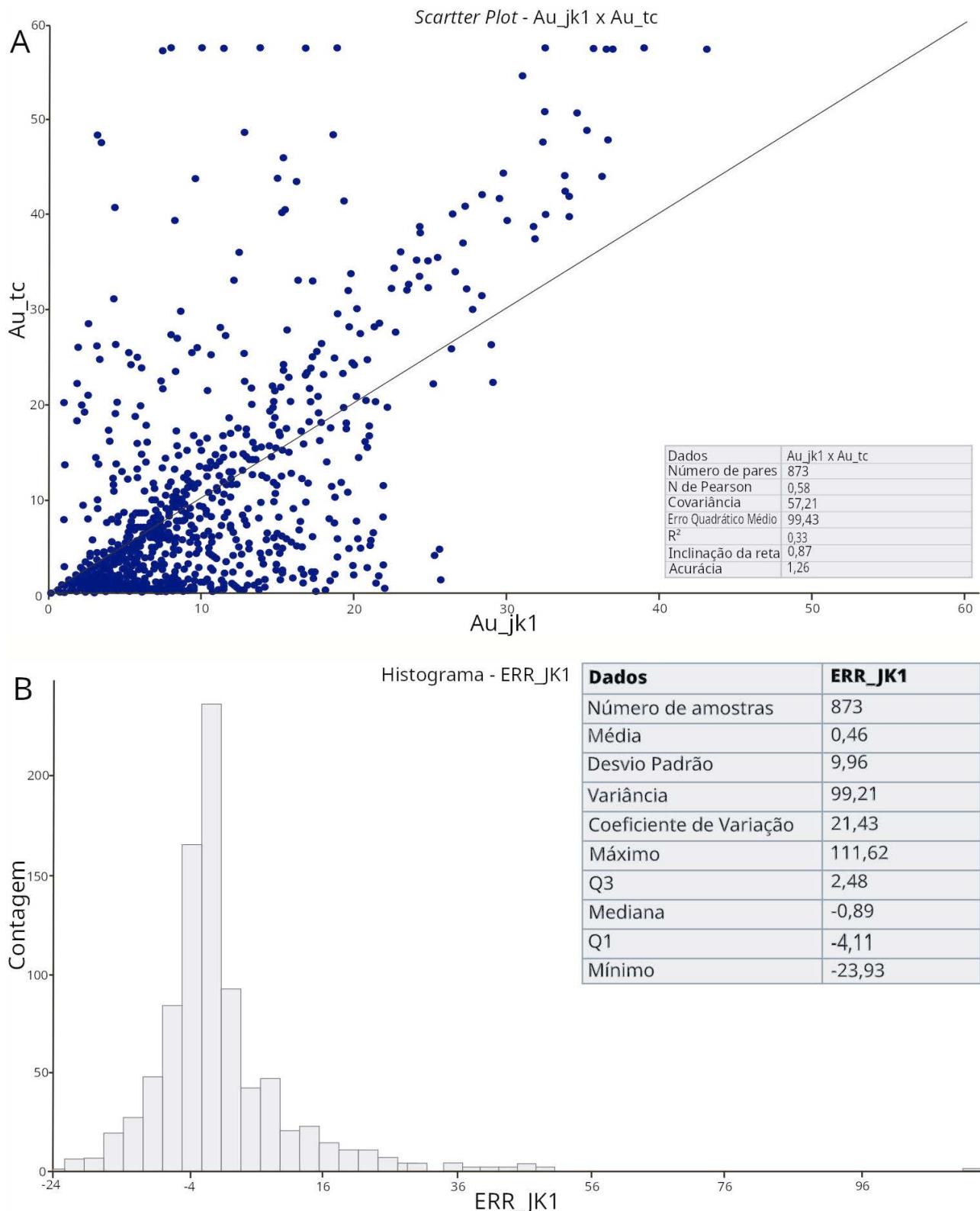


Figura 15. A) Scatter Plot dos teores das amostras versus teores estimados por krigagem ordinária com DDH e B) o histograma do erro ($Au_{tc} - Au_{jk1}$).

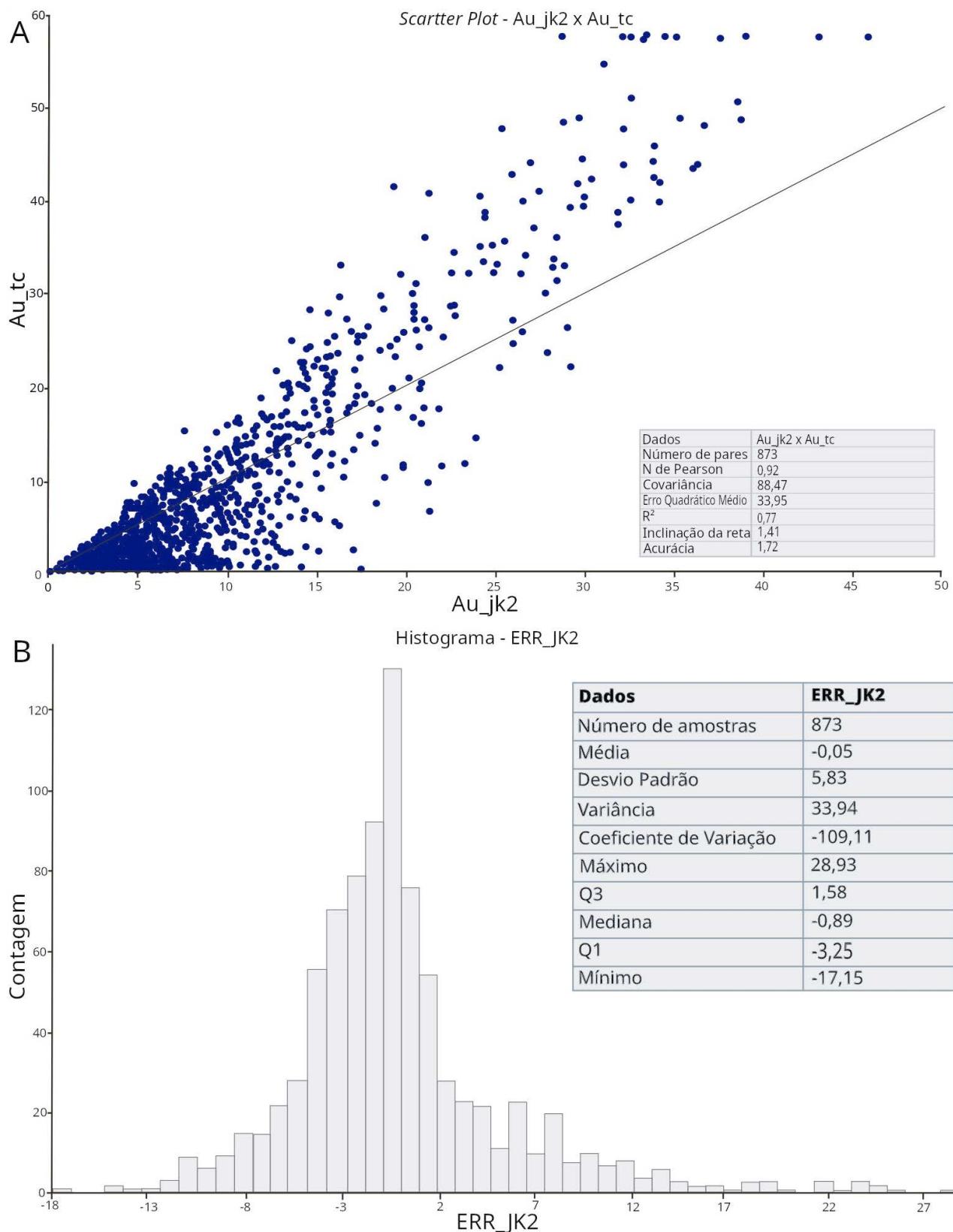


Figura 16. A) Scatter Plot dos teores das amostras versus teores estimados por krigagem ordinária com DDH+CHN e B) o histograma do erro (Au_tc - Au_jk2).

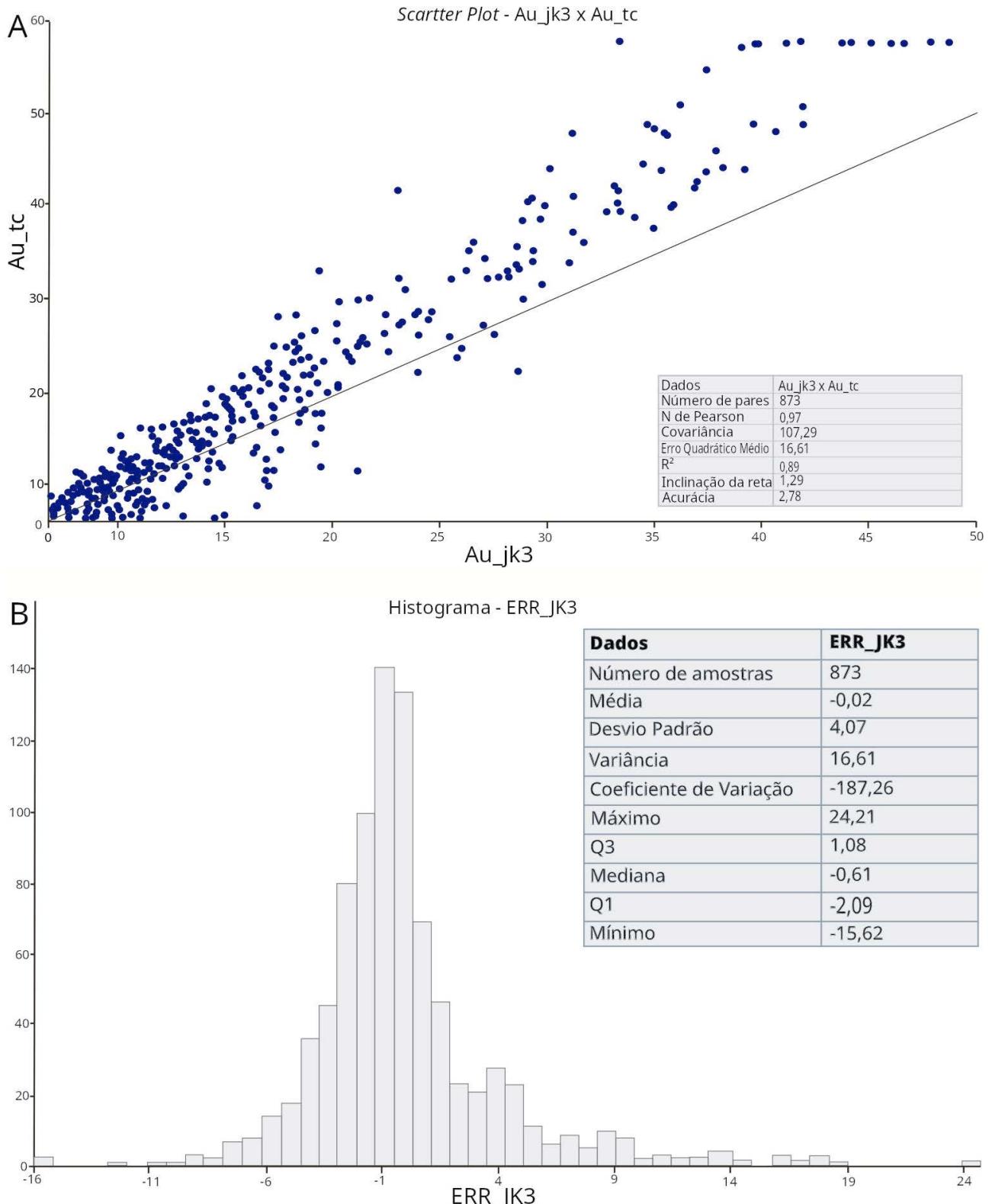


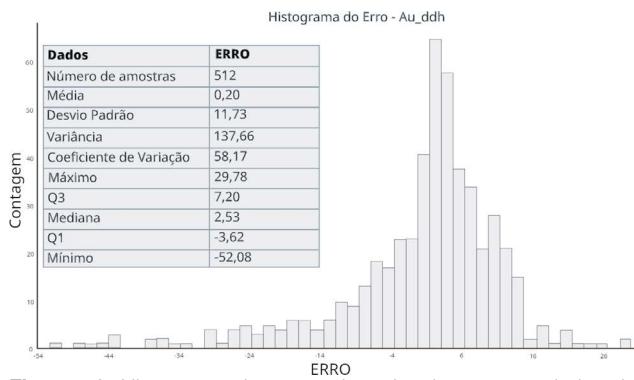
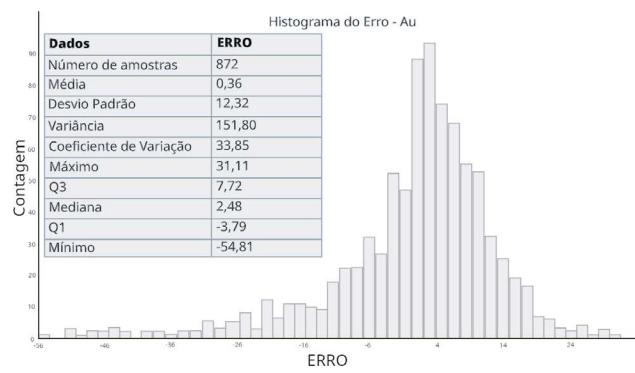
Figura 17. (A) Scatter Plot dos teores das amostras versus teores estimados por krigagem ordinária com DDH+CHN estandarizado e (B) o histograma do erro (Au_tc - Au_jk3).

Tabela 7. Estatística descritiva dos teores das amostras (Au_tc) e dos valores estimados pelos métodos Jackknife (JK1: Krigagem DDH; JK2: Krigagem DDH+CHN original; JK3: Krigagem DDH+CHN estandardizado).

	Au_tc	JK1	JK2	JK3
Quantidade (un)	873	872	873	873
Média (g/t)	9,99	9,97	10,05	10,02
Desvio Padrão	12,17	7,22	7,93	9,12
Variância	148,08	52,11	62,80	83,10
CV	1,22	0,75	0,79	0,91
Máximo (g/t)	57,59	43,10	45,82	48,61
Q3 (g/t)	13,25	13,06	13,16	13,09
Q2 (g/t)	5,26	7,63	7,97	7,07
Q1 (g/t)	1,66	4,37	4,35	3,43
Mínimo (g/t)	0,04	0,00	0,00	0,00

Tabela 8. Estatística descritiva dos erros (diferença entre teor real e estimado) para os métodos Jackknife (ERR_JK1: Krigagem DDH; ERR_JK2: Krigagem DDH+CHN original; ERR_JK3: Krigagem DDH+CHN estandardizado).

	ERR_JK1	ERR_JK2	ERR_JK3
Quantidade (un)	873	873	873
Média (g/t)	0,47	-0,05	0,02
Desvio Padrão	9,96	5,83	4,08
Variância	99,21	33,94	16,61
CV	21,43	-109,11	-187,26
Máximo (g/t)	111,62	28,93	24,21
Q3 (g/t)	2,49	1,58	1,08
Q2 (g/t)	-0,89	-0,90	-0,61
Q1 (g/t)	-4,11	-3,25	-2,09
Mínimo (g/t)	-23,93	-17,15	-15,62

**Figura 18.** Histograma dos erros de estimativa com os dados de DDH.**Figura 19.** Histograma dos erros de estimativa com os dados de DDH+CHN e variograma construído apenas com os dados de DDH.

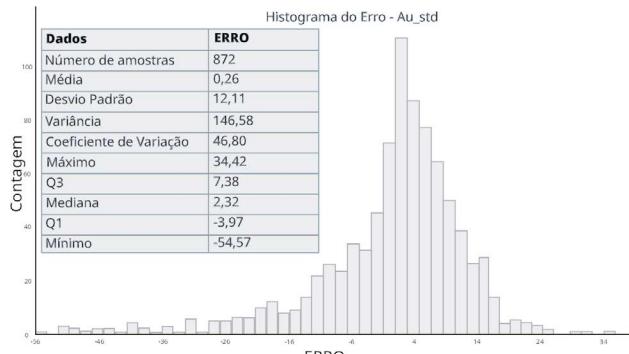


Figura 20. Histograma dos erros de estimativa com os dados de DDH+CHN e variograma construído com os dados de DDH e CHN transformado.

- AU_JK2 - Krigagem ordinária com todas as amostras com seus valores reais de DDH+CHN, no entanto utilizando o variograma construído a partir apenas dos dados de sondagem (Figura 16);
- AU_JK3 - Krigagem ordinária com todas as amostras, ddh+chn, e o variograma construído a partir de ddh e chn reescalados (Figura 17);

Não foi possível realizar o método *Jackknife* utilizando cokrigagem devido às limitações operacionais do software geoestatístico utilizado, que não oferece suporte direto para a validação *Jackknife* para este tipo específico de co-estimativa, exigindo desenvolvimento de rotinas personalizadas fora do escopo deste estudo. Os resultados visualizados das Tabelas 7 e 8 sugerem que a estimativa mais acurada foi a realizada usando os furos de sondagem e canais estandardizadas (AU_JK3) pois obteve um erro médio mais próximo de 0,00.

Os resultados da validação cruzada confirmam os resultados da validação por *Jackknife*. O cenário “Au_std” com o variograma dos dados transformados gerou melhores resultados. Como pode ser verificado na Figura 20, em média o erro da estimativa com os dados transformados foi 0,105, menor que a estimativa feita com os mesmos dados, porém com o variograma derivado apenas do DDH, e mais próximo da média do erro da estimativa realizada apenas com DDH. Em comparação com as Figuras 18 e 19, a forma do histograma do erro no cenário “Au_std” (Figura 20) também indica uma menor dispersão dos dados em torno da média em comparação com o cenário “Au”. A estimativa por cokrigagem foi invalidada devido aos artefatos gerados e a menor quantidade de blocos estimados.

CONCLUSÕES

A metodologia mais adequada sugerida na literatura para utilização de suportes de amostragem diferentes é a cokrigagem. No entanto, sua aplicação rigorosa exige que várias condições sejam atendidas, como a estacionariedade do fenômeno para ambas as variáveis e a modelagem precisa de variogramas diretos e cruzados. Caso essas condições geoestatísticas e de correlação entre as variáveis não sejam

satisfetidas, os resultados da cokrigagem podem ser questionáveis. A utilização da cokrigagem nos procedimentos de uma mina em operação pareceu pouco prática para este estudo, tanto pela complexidade inerente ao método (que envolve a modelagem de variogramas e cross-variogramas, garantindo a positividade definida do sistema) quanto pelas novas etapas de calibração e validação que seriam acrescidas no trabalho de rotina, além das limitações de software mencionadas anteriormente.

Os resultados da estimativa por cokrigagem obtidos neste estudo foram incongruentes em comparação ao modelo de referência gerado a partir dos dados de sondagem. Segundo a literatura, não é recomendada a utilização conjunta de dados com diferentes qualidades ou com comportamentos estatísticos diferentes (Journel e Huijbregts, 1978; Goovaerts, 1997). Mas também é sabido que a maior quantidade de amostras, se não enviesadas, aumentam a acurácia e a precisão do modelo de blocos. Dito que o custo da sondagem diamantada é muito alto em relação ao custo de amostras de canal, justifica-se a utilização das duas da melhor forma possível.

Com a correção do viés do suporte amostral das canaletas foi possível usar esse conjunto de dados junto com as amostras de furos de sonda para construção do variograma. Os resultados da estimativa utilizando amostra de furo de sondagem (DDH) e canaletas (CHN) e um variograma construído a partir do DDH+CHN_transformados, foram mais aderentes ao modelo de referência.

Foi observado que o ajuste do modelo teórico de variograma a partir dos dados corrigidos (estandardizados e reescalados) reproduziu melhor o fenômeno estudado. A validação *Jackknife* indicou resultados mais aderentes e erros de estimativa mais próximos de zero em comparação com os outros testes. Essa acurácia maior foi confirmada também pela validação cruzada. Os resultados demonstraram que corrigir o viés dos dados secundários pode ser uma prática eficaz para estimativas de recursos minerais de curto prazo por krigagem ordinária.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem a empresa Yamana Gold, por ceder os dados reais de um depósito de ouro, para utilização no presente trabalho.

REFERÊNCIAS

- Abzalov, M. (2016). *Applied mining geology*. Switzerland: Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-39264-6>
- Araújo, C. P. (2015). *Uso de informação secundária imprecisa e inacurada no planejamento de curto prazo*. Dissertação (Mestrado). Porto Alegre: Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10183/127891>. Acesso em: 26 fev. 2024.

- Bassani, M. A. A., Costa, J. F. C. L. (2022). *Geostatistics with Data of Different Support Applied to Mining Engineering*. Switzerland: Springer International Publishing. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-80193-9>
- Davis, J. C. (2002). *Statistics and Data Analysis in Geology, Third Edition*. New York: John Wiley and Sons., 656 p.
- Goovaerts, P. (1997). *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford: Oxford University Press. 483p. Disponível em: <https://osf.io/fh9qn/files/swzm8>. Acesso em: 10 nov. 2025.
- Gy, P. M. (1992). *Sampling of heterogeneous and dynamic material systems: theories of heterogeneity, sampling and homogenizing*. Amsterdam: Elsevier. 653 p.
- Journel, A. G., Huijbregts, C. J. (1978). *Mining Geostatistics*. New York: Academic Press. Disponível em: <https://www.geokniga.org/bookfiles/geokniga-mininggeostatistics.pdf>. Acesso em: 7 nov. 2025.
- Rossi, M. E., Deutsch, C. V. (2013). *Mineral resource estimation*. Dordrecht: Springer Science & Business Media. <https://doi.org/10.1007/978-1-4020-5717-5>