

a)

Gráfico 1 - Série temporal de preços da VALE3



Fonte: Elaboração própria, 2022.

O gráfico do preço das ações da VALE apresentou um preço relativamente constante de 2008 até 2016. Em seguida, teve uma crescente até 2019 e permaneceu sem grandes alterações até 2020. Entre 2020 e 2022 o valor da ação explodiu variando em até +120% em um período de menos de 2 anos. Esse período de alta volatilidade pode ser explicado pela volatilidade no preço do minério de ferro (mais bem explicado em “b”).

Como a Vale é uma das maiores empresas mineradoras do mundo e a extração de ferro compõe a maior parcela das operações faria sentido o valor das cotas da empresa estar positivamente correlacionado com o preço do minério de ferro que será explicado a seguir.

b)

Gráfico 2 - Série temporal de preços de ferro



Fonte: Elaboração própria, 2022.

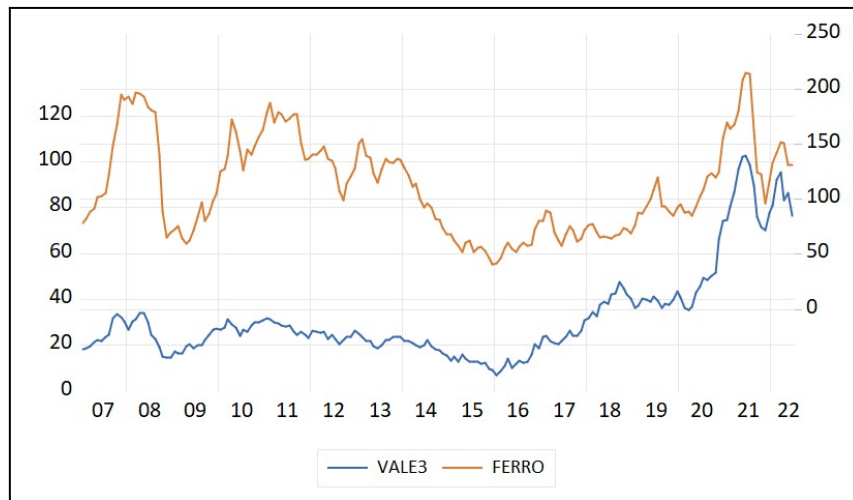
Dentre os fatores que podem explicar a recente queda na cotação do minério de ferro, observa-se o cenário de alta inflação chinesa: a China (o maior consumidor de ferro do mundo) tem pressionado seus investimentos para uma queda na cotação do minério. Na intenção de diminuir sua inflação crescente, o país optou nos últimos anos por diminuir sua produção e limitar os níveis de demanda para importação. Em suma, observa-se um cenário de baixa produtividade do minério nos países. Vê-se uma intenção internacional de combate às altas inflacionárias e de alta influência chinesa no setor, uma vez que o país é o maior consumidor de ferro do mundo. É evidente que houve uma alta em junho de 2021 na cotação do minério, caindo bruscamente durante o mesmo ano. Essa desaceleração pode ser explicada pela aquisição feita pelo país de 80% da produção total mundial em 2020 e a pressão de controle inflacionário causando um choque nos preços.

No 1T22, a produção de minério de ferro apresentou uma queda de 13% no comparativo anual, somando 200 milhões de toneladas produzidas no 1T22. Além disso, obteve-se um faturamento acumulado do setor de R\$56,2 bilhões, com queda de 31% desde o trimestre anterior (4T21) e queda de 20% no comparativo anual (1T22 X 1T21). Os estados com maiores participações na atividade mineradora de ferro brasileiro são PA e MG, com 41% e 36% de participação respectivamente. Tratando de comércio exterior, as exportações minerais caíram 22,8% no comparativo anual e 21,3% no trimestre. As importações cresceram 119,9% no comparativo anual e caíram 3,1% no trimestre. Observa-se que o saldo mineral representa

52% do saldo brasileiro durante esse 1T22. A média anual da cotação do ferro em 1T22 foi de 141,33 US\$/t, com alta de 47,5% em relação a 1T21.

c)

Gráfico 3 - Série temporal de preços da VALE3 e ferro

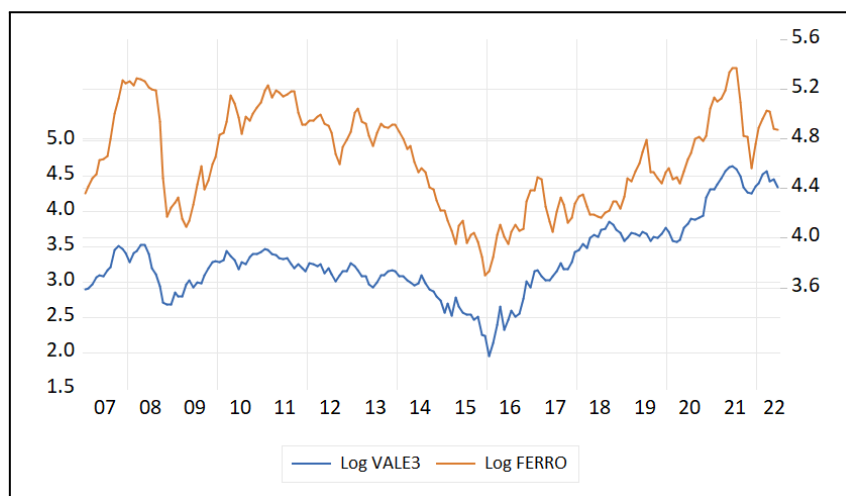


Fonte: Elaboração própria, 2022.

O gráfico acima mostra como as cotações da VALE3 são voláteis a impactos sistemáticos, ou seja, tem seus preços facilmente moldados por impactos no preço do minério de ferro e na produção setorial global. É evidente como, nos últimos dois anos, as cotações da empresa acompanharam os grandes movimentos do mercado, como efeito da guerra comercial na Austrália; da baixa demanda na construção civil; da massiva influência chinesa no setor; dentre outros.

d)

Gráfico 4 - Série temporal do logaritmo natural de preços da VALE3 e ferro



Fonte: Elaboração própria, 2022.

O gráfico acima, comparado com o gráfico das séries não transformadas pelo logaritmo natural, embora se mostre levemente linearizado, não teve mudanças muito drásticas (a não ser a alteração nos eixos causada pela transformação). O comportamento das séries se manteve parecido com a transformação. Se fosse desejada uma alteração tal que as séries tivessem suas médias constantes, e variâncias constantes, faria-se a primeira diferença.

e)

A seguir, o teste ADF do log do preço do ferro, para identificar a presença ou não de raízes unitárias:

Hipóteses do teste:

$H_0: \gamma = 0$ [log do preço do ferro possui raiz unitária]

$H_A: \gamma < 0$ [log do preço do ferro não possui raiz unitária]

No teste, para que o erro seja ruído branco, o número de defasagens da variável dependente que será incluído na equação auxiliar foi avaliado pelo critério SIC (Schwarz Information Criterion). Observa-se que, durante o processo de compreensão da série, foram aplicados dois teste ADF, um deles pensando que a série apenas controla-se com intercepto, e o outro que se controla com tendência e intercepto (trazendo a ideia de que a série possui tendência

determinística). Porém, ao observar o gráfico da série, optou-se pela primeira opção, já que a série não parece possuir uma regra que molda sua tendência.

Com um nível de significância de 5%, para o tamanho amostral de 184 observações, tem-se que a hipótese nula não será rejeitada, já que o p-valor de 0.0984 é maior do que o nível de significância de 5%. Dessa forma, conclui-se que o log do preço do ferro possui raiz unitária.

Tabela 1 - ADF do log do preço do ferro - c/ intercepto

Null Hypothesis: LFERRO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.582426	0.0984
Test critical values:	1% level		-3.465977	
	5% level		-2.877099	
	10% level		-2.575143	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LFERRO)				
Method: Least Squares				
Date: 10/11/22 Time: 14:33				
Sample (adjusted): 2007M03 2022M06				
Included observations: 184 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LFERRO(-1)	-0.047731	0.018483	-2.582426	0.0106
D(LFERRO(-1))	0.354890	0.069435	5.111100	0.0000
C	0.222683	0.085941	2.591117	0.0103
R-squared	0.141467	Mean dependent var		0.002492
Adjusted R-squared	0.131981	S.D. dependent var		0.106977
S.E. of regression	0.099668	Akaike info criterion		-1.757768
Sum squared resid	1.798013	Schwarz criterion		-1.705351
Log likelihood	164.7147	Hannan-Quinn criter.		-1.736523
F-statistic	14.91242	Durbin-Watson stat		1.921901
Prob(F-statistic)	0.000001			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 2 - ADF para log do preço do retorno do ferro - c/ intercepto e tendência

Null Hypothesis: LFERRO has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.638392	0.2639
Test critical values:	1% level		-4.008706	
	5% level		-3.434433	
	10% level		-3.141157	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LFERRO) Method: Least Squares Date: 10/11/22 Time: 14:35 Sample (adjusted): 2007M03 2022M06 Included observations: 184 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LFERRO(-1)	-0.050164	0.019013	-2.638392	0.0091
D(LFERRO(-1))	0.355994	0.069594	5.115322	0.0000
C	0.241459	0.092308	2.615815	0.0097
@TREND("2007M01")	-8.03E-05	0.000142	-0.564356	0.5732
R-squared	0.142984	Mean dependent var		0.002492
Adjusted R-squared	0.128700	S.D. dependent var		0.106977
S.E. of regression	0.099856	Akaike info criterion		-1.748666
Sum squared resid	1.794837	Schwarz criterion		-1.678776
Log likelihood	164.8773	Hannan-Quinn criter.		-1.720339
F-statistic	10.01035	Durbin-Watson stat		1.922394
Prob(F-statistic)	0.000004			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

f)

A seguir, o teste ADF do log do preço da VALE3, para identificar a presença ou não de raízes unitárias:

Hipóteses do teste:

$H_0 : \gamma = 0$ [log do preço da VALE3 possui raiz unitária]

$H_A : \gamma < 0$ [log do preço da VALE3 não possui raiz unitária]

No teste, para que o erro seja ruído branco, o número de defasagens da variável dependente que será incluído na equação auxiliar foi avaliado pelo critério SIC (Schwarz Information Criterion). Observa-se que, durante o processo de compreensão da série, foram aplicados dois teste ADF, um deles pensando que a série apenas controla-se com intercepto, e o outro que se controla com tendência e intercepto (trazendo a ideia de que a série possui tendência determinística). Porém, de forma muito semelhante ao entendimento do item anterior, ao

observar o gráfico da série, optou-se pela primeira opção, já que a série não parece possuir uma regra que molda sua tendência.

Com um nível de significância de 5%, para o tamanho amostral de 184 observações, tem-se que a hipótese nula não será rejeitada, já que o p-valor de 0.8463 é maior do que o nível de significância de 5%. Dessa forma, conclui-se que o log do preço da VALE3 possui raiz unitária.

Tabela 3 - ADF para log do preço da VALE3 - c/ intercepto

Null Hypothesis: LVALE has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
<hr/>				
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-0.686535	0.8463
Test critical values:				
1% level			-3.465780	
5% level			-2.877012	
10% level			-2.575097	
<hr/>				
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LVALE)				
Method: Least Squares				
Date: 10/11/22 Time: 15:56				
Sample (adjusted): 2007M02 2022M06				
Included observations: 185 after adjustments				
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic Prob.
<hr/>				
	LVALE(-1)	-0.009665	0.014078	-0.686535 0.4932
	C	0.039738	0.047160	0.842620 0.4005
<hr/>				
	R-squared	0.002569	Mean dependent var	0.007769
	Adjusted R-squared	-0.002881	S.D. dependent var	0.101338
	S.E. of regression	0.101484	Akaike info criterion	-1.727073
	Sum squared resid	1.884730	Schwarz criterion	-1.692258
	Log likelihood	161.7542	Hannan-Quinn criter.	-1.712963
	F-statistic	0.471331	Durbin-Watson stat	1.862388
	Prob(F-statistic)	0.493244		
<hr/>				

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 4 - ADF para log do preço da VALE3 - c/ intercepto e tendência

Null Hypothesis: LVALE has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.279541	0.8897
Test critical values:	1% level		-4.008428	
	5% level		-3.434299	
	10% level		-3.141079	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LVALE) Method: Least Squares Date: 10/11/22 Time: 15:57 Sample (adjusted): 2007M02 2022M06 Included observations: 185 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVALE(-1)	-0.021067	0.016465	-1.279541	0.2023
C	0.057272	0.048879	1.171716	0.2428
@TREND("2007M01")	0.000217	0.000163	1.328003	0.1858
R-squared	0.012141	Mean dependent var		0.007769
Adjusted R-squared	0.001286	S.D. dependent var		0.101338
S.E. of regression	0.101273	Akaike info criterion		-1.725905
Sum squared resid	1.866642	Schwarz criterion		-1.673683
Log likelihood	162.6462	Hannan-Quinn criter.		-1.704741
F-statistic	1.118445	Durbin-Watson stat		1.859254
Prob(F-statistic)	0.329023			

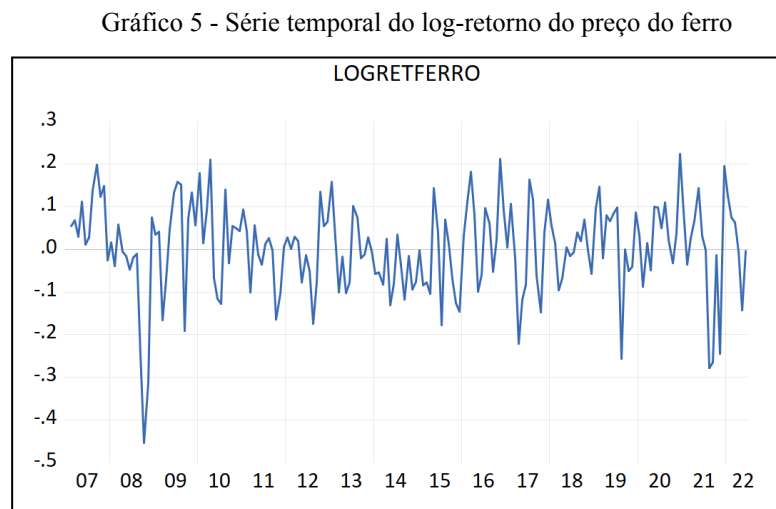
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

g)

Em Econometria de Séries Temporais, a relação de equilíbrio de longo prazo identificada por Tessari é chamada correlação. Em forma prática, entende-se que existe uma relação de interdependência no longo prazo entre os valores admitidos por essas variáveis. É importante, contudo, discernir entre acontecimentos individuais a cada empresa e acontecimentos que impactam o setor como um todo. Assim, o comportamento dessas cotações nunca será exatamente o mesmo por longos períodos de tempo. Para as séries abordadas na questão, é observável a existência de correlação entre as duas séries no mesmo tempo “t” por se tratarem do mesmo produto comercializado. Como o principal minério produzido e vendido pela VALE3 é o ferro e que o minério tem grande peso no setor minerador brasileiro, é evidente a maneira à qual os impactos sofridos pelo setor minerador a efeitos da economia global irão diretamente afetar as cotações da empresa. Assim, com baixas cotações de ferro, por exemplo, a empresa terá um faturamento menor, diminuindo o valor de suas ações na maioria das situações.

h)

A seguir, o gráfico da série Log-Retorno do preço do ferro:



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Somente pela observação do gráfico acima, observa-se uma série que aparenta possuir média e variância constantes, evidências de uma possível estacionariedade. Assim, para melhor compreender a série, aplicou-se o teste ADF, que observa a existência ou não de raízes unitárias. O teste de raízes unitárias facilita a percepção sobre a existência de tendências na série. Assim, se existir pelo menos uma raiz unitária, a série possuirá tendência estocástica.

A seguir, as hipóteses do teste ADF da série Log-Retorno do preço do Ferro:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ [log retorno do preço do ferro possui raiz unitária]}$$

$$H_A: \gamma < 0 \text{ [log retorno do preço do ferro não possui raiz unitária]}$$

Tabela 5 - ADF log-retorno do ferro - c/ intercepto

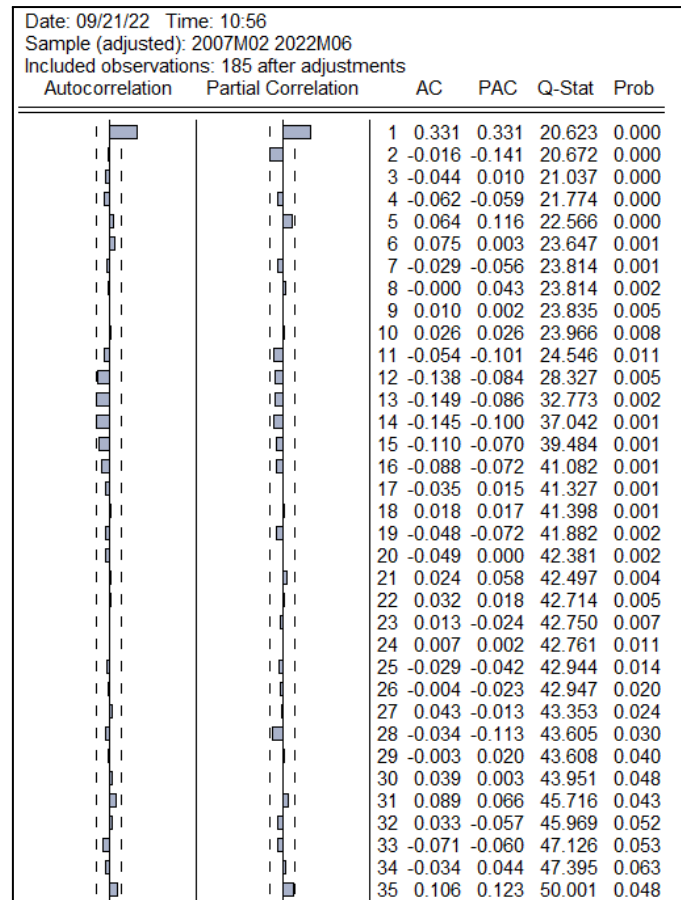
Null Hypothesis: LOGRETFERRO has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-9.569389	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.465977	
	5% level		-2.877099	
	10% level		-2.575143	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(LOGRETFERRO)				
Method: Least Squares				
Date: 10/11/22 Time: 17:17				
Sample (adjusted): 2007M03 2022M06				
Included observations: 184 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGRETFERRO(-1)	-0.668804	0.069890	-9.569389	0.0000
C	0.001560	0.007464	0.209032	0.8347
R-squared	0.334730	Mean dependent var		-0.000321
Adjusted R-squared	0.331075	S.D. dependent var		0.123745
S.E. of regression	0.101209	Akaike info criterion		-1.732455
Sum squared resid	1.864260	Schwarz criterion		-1.697510
Log likelihood	161.3859	Hannan-Quinn criter.		-1.718292
F-statistic	91.57321	Durbin-Watson stat		1.906908
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Pelo teste ADF, tem-se que a série de Log-Retornos do preço do Ferro não possui raízes unitárias, já que o p-valor da série é zero, sendo, portanto, menor do que o nível de significância de 5%. Se não há raízes unitárias, exclui-se a possibilidade de existência de tendência estocástica.

Partindo dessas interpretações, parte-se para uma análise da FAC e da FACP da série Log-Retorno do preço do ferro, para que então se possa propor um modelo de estimação. Para observar essas informações, construiu-se o correlograma da série.

Gráfico 5 - Correlograma do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

A partir do correlograma construído, e na intenção de se identificar um modelo que seja qualificado para explicar a série temporal em questão, foram propostos e testados três possíveis modelos: ARMA(1,0), ARMA(0,1) e ARMA(1,1). O motivo pela escolha desses modelos foi por conta de uma interpretação ambígua dos correlogramas do nível dessa série. Em um primeiro momento, não soube se identificar com clareza se a FAC e a FACP decaem ou ‘truncam’, e em qual defasagem isso ocorre. Assim, entende-se que existe informação nos primeiros lags e que é necessário comparar a qualidade dos diferentes modelos. ARMA(1,0) assume que a FAC estaria decaindo e a FACP estaria truncando no primeiro lag; ARMA(0,1) assume que a FAC estaria truncando na primeira defasagem e a FACP estaria decaindo; e ARMA(1,1) assume que a FAC e FACP estão decaindo.

ARMA(1,0) - LOGRETFERRO

Para o modelo ARMA(1,0), que é o equivalente a um processo autorregressivo de primeira ordem (AR(1)), utilizou-se a noção de que a FAC decai e a FACP trunca no primeiro lag. Considerou-se a existência de intercepto para o modelo de estimação para admitir uma postura conservadora para a modelagem, porém observou-se que este não tem relevância no modelo, podendo muito bem ser removido - relevância observada com o p-valor do intercepto alto (p-valor de C = 0.8078). Esse modelo traz a interpretação, através do módulo de sua raiz invertida (*raiz invertida* = 0,33), de que a série é estacionária. Posteriormente, em um momento de comparação entre os modelos propostos, os valores dos critérios Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn serão utilizados.

Tabela 6 - Modelo ARMA(1,0) c/ intercepto - log-retorno do ferro

Dependent Variable: LOG_RET_FERRO Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 10/12/22 Time: 17:40 Sample: 2007M02 2022M06 Included observations: 185 Convergence achieved after 15 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002901	0.011904	0.243660	0.8078
AR(1)	0.329853	0.055191	5.976619	0.0000
SIGMASQ	0.010091	0.000894	11.28753	0.0000
R-squared	0.109831	Mean dependent var		0.002778
Adjusted R-squared	0.100049	S.D. dependent var		0.106757
S.E. of regression	0.101276	Akaike info criterion		-1.725223
Sum squared resid	1.866753	Schwarz criterion		-1.673001
Log likelihood	162.5831	Hannan-Quinn criter.		-1.704059
F-statistic	11.22777	Durbin-Watson stat		1.902066
Prob(F-statistic)	0.000025			
Inverted AR Roots	.33			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Análise Resíduos ARMA(1,0) - LOGRETFERRO

No propósito de identificar a qualidade do modelo em explicar o comportamento da série, foi aplicada uma análise dos resíduos do modelo em relação à série. Assim, essa análise se dividiu em três principais partes: observar, pelo correlograma dos resíduos, se o erro é um ruído branco; identificar se os erros são normalmente distribuídos; e avaliar se os erros têm comportamento homocedástico. Assim, caso algum desses critérios não tenha sido cumprido ao final da análise, não se pode afirmar que o modelo não é qualificado para explicar a série temporal em questão. O gráfico de linha traz um panorama geral da qualidade desse modelo

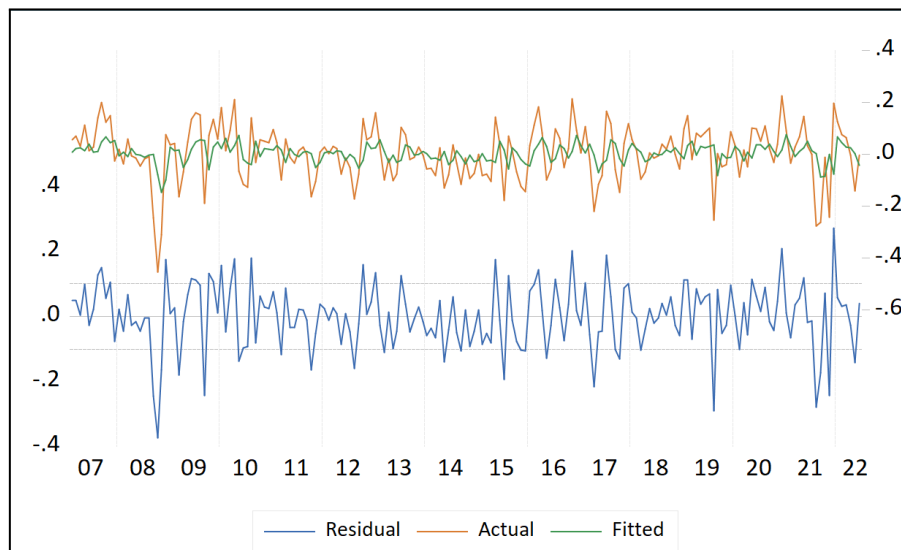
para explicar o comportamento da série: quanto mais a linha verde acompanha a linha laranja, mais o modelo acompanha o comportamento real da série.

O correlograma dos resíduos, rodado para 22 defasagens (número de dias úteis em um mês), apresentou p-valores grandes e FAC/FACP com valores dentro do intervalo de confiança, o que evidencia o erro ser um ruído branco.

Além disso, o teste de normalidade dos resíduos demonstra que os resíduos não são distribuídos normalmente, já que o p-valor é pequeno, a assimetria não é aproximada de zero e a curtose não é aproximada de três. Isso também pode ser facilmente observável pelo resultado Jarque-Bera, que é menor do que 5,1, não admitindo a normalidade.

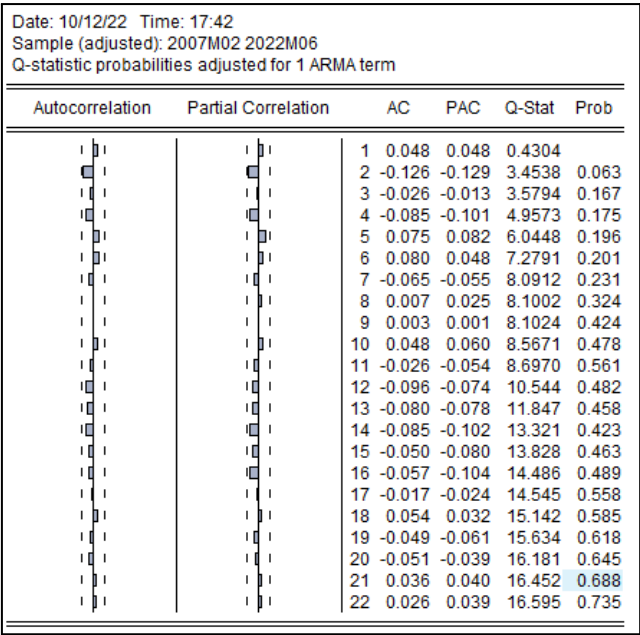
Por fim, é observável que os resíduos são homocedásticos, uma vez que o p-valor indicado pelo teste ARCH é grande (maior do que o nível de significância de 5%), não capacitando a rejeição da hipótese nula.

Gráfico 6 - Resíduos e valores previstos do modelo ARMA(1,0) do log-retorno do preço do ferro



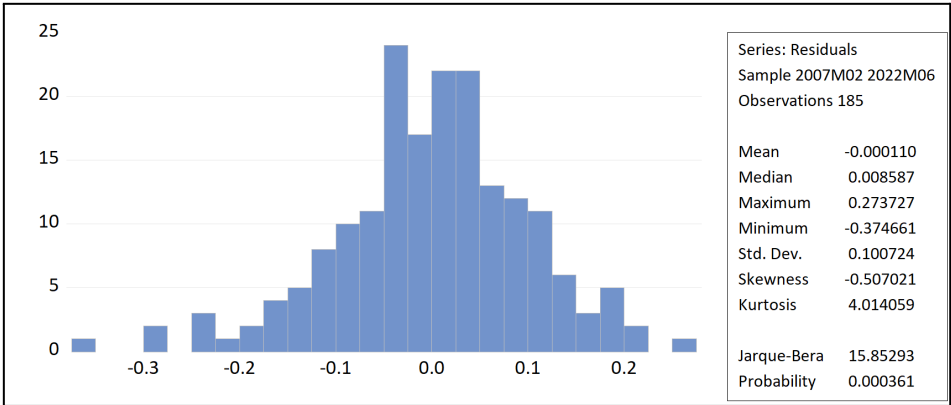
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 7 - Correlograma dos resíduos do modelo ARMA(1,0) do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 8 - Distribuição dos resíduos do modelo ARMA(1,0) do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 7 - Teste ARCH dos Resíduos ARMA (1,0)

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	0.977507	Prob. F(12,160)	0.4726	
Obs*R-squared	11.81683	Prob. Chi-Square(12)	0.4605	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 17:44				
Sample (adjusted): 2008M02 2022M06				
Included observations: 173 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006762	0.002675	2.527570	0.0125
RESID^2(-1)	0.185308	0.078802	2.351550	0.0199
RESID^2(-2)	-0.024419	0.079786	-0.306054	0.7600
RESID^2(-3)	0.075144	0.079888	0.940622	0.3483
RESID^2(-4)	-0.011492	0.080046	-0.143562	0.8860
RESID^2(-5)	-0.011296	0.079941	-0.141309	0.8878
RESID^2(-6)	-0.016534	0.080073	-0.206487	0.8367
RESID^2(-7)	-0.042896	0.082802	-0.518054	0.6051
RESID^2(-8)	0.041141	0.083843	0.490694	0.6243
RESID^2(-9)	-0.015813	0.083951	-0.188360	0.8508
RESID^2(-10)	-0.025774	0.083929	-0.307092	0.7592
RESID^2(-11)	0.133631	0.088217	1.514793	0.1318
RESID^2(-12)	0.083350	0.087978	0.947397	0.3449
R-squared	0.068305	Mean dependent var	0.010352	
Adjusted R-squared	-0.001572	S.D. dependent var	0.018052	
S.E. of regression	0.018066	Akaike info criterion	-5.117427	
Sum squared resid	0.052219	Schwarz criterion	-4.880475	
Log likelihood	455.6575	Hannan-Quinn criter.	-5.021297	
F-statistic	0.977507	Durbin-Watson stat	1.991446	
Prob(F-statistic)	0.472600			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

ARMA(0,1) - LOGRETFERRO

Para o modelo ARMA(0,1), que é o equivalente a um processo de médias móveis de primeira ordem (MA(1)), utilizou-se a noção de que a FAC trunca no primeiro lag e a FACP decai. Considerou-se a existência de intercepto para o modelo de estimação para admitir uma postura conservadora para a modelagem, porém observou-se que este não tem relevância no modelo, podendo muito bem ser removido - relevância observada com o p-valor do intercepto alto (p-valor de $C = 0.7900 > 5\%$ de significância). Esse modelo, por ser regido por um processo de médias móveis, entende a série como estacionária. O necessário, portanto, é observar se esse processo é invertível. Caso este não seja invertível, não fará sentido admiti-lo logicamente, pois informações passadas mais distantes no tempo (lag t-50, por exemplo) explicariam mais as informações no presente e no futuro do que informações mais próximas no tempo (lag t-1, por exemplo). Análoga à interpretação feita em AR(1), observa-se o módulo da raiz invertida do modelo para identificar a invertibilidade do mesmo: $| - 0,39 | = 0,39 < 1$, portanto, é invertível. Posteriormente, em um momento de

comparação entre os modelos propostos, os valores dos critérios Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn serão utilizados.

Tabela 8 - Modelo ARMA(0,1) c/ intercepto - log-retorno do ferro

Dependent Variable: LOGRETFERRO Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 09/21/22 Time: 11:40 Sample: 2007M02 2022M06 Included observations: 185 Convergence achieved after 16 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002929	0.010982	0.266752	0.7900
MA(1)	0.390684	0.058138	6.719963	0.0000
SIGMASQ	0.009871	0.000863	11.43331	0.0000
R-squared	0.129235	Mean dependent var		0.002778
Adjusted R-squared	0.119666	S.D. dependent var		0.106757
S.E. of regression	0.100166	Akaike info criterion		-1.746990
Sum squared resid	1.826061	Schwarz criterion		-1.694768
Log likelihood	164.5966	Hannan-Quinn criter.		-1.725826
F-statistic	13.50582	Durbin-Watson stat		2.008152
Prob(F-statistic)	0.000003			
Inverted MA Roots	-.39			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Análise de Resíduos ARMA(0,1) - LOGRETFERRO

A análise dos resíduos foi feita da mesma maneira descrita na ARMA(1,0):

Pelo correlograma dos resíduos, é evidente que os resíduos desse modelo ARMA(0,1) são classificados como ruído branco. Isso, pois a FAC e a FACP estão dentro do intervalo de confiança nas observações do correlograma.

Obtém-se do histograma da série dos resíduos do modelo ARMA(0,1) para o Log-Retorno do preço do ferro que os erros não se comportam em uma distribuição normal. Assim, o modelo ARMA(0,1) não pode ser considerado um modelo perfeito para explicar a série temporal admitida.

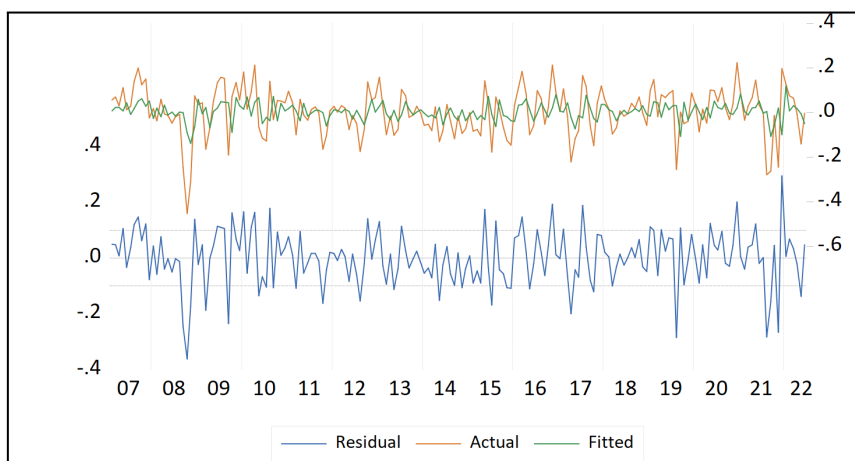
Os erros, quando observado o ARCH Test do modelo ARMA(0,1), são homocedásticos. Isso, pois os p-valores obtidos na saída são grandes, ou seja, não possibilitam a rejeição da hipótese nula de que os erros são homocedásticos.

Gráfico 9 - Correlograma dos resíduos do modelo ARMA(0,1) do log-retorno do preço do ferro

Date: 09/21/22 Time: 16:35 Sample (adjusted): 2007M02 2022M06 Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.005	-0.005	0.0054	
		2 -0.011	-0.011	0.0286	0.866
		3 -0.013	-0.013	0.0617	0.970
		4 -0.080	-0.080	1.2705	0.736
		5 0.067	0.066	2.1297	0.712
		6 0.073	0.072	3.1594	0.675
		7 -0.060	-0.061	3.8518	0.697
		8 0.021	0.018	3.9395	0.787
		9 -0.010	0.002	3.9611	0.861
		10 0.039	0.046	4.2690	0.893
		11 -0.037	-0.057	4.5405	0.920
		12 -0.096	-0.093	6.4000	0.845

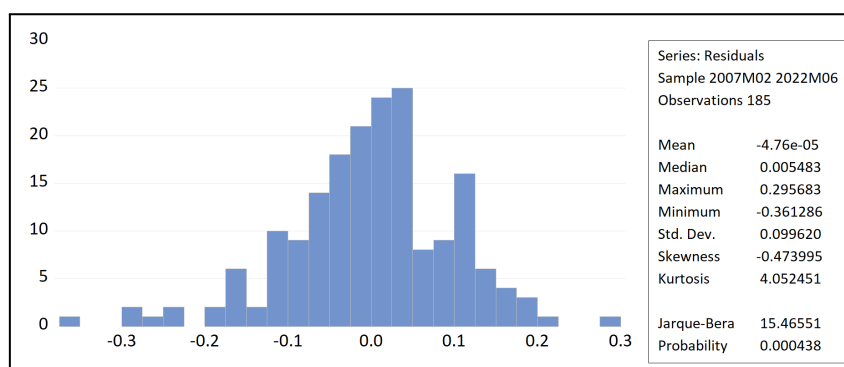
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 10 - Resíduos e valores previstos do modelo ARMA (0,1) do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 11 - Distribuição dos resíduos do modelo ARMA(0,1) do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 9 - Teste ARCH dos Resíduos ARMA(0,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	1.562268	Prob. F(12,160)	0.1077	
Obs*R-squared	18.14444	Prob. Chi-Square(12)	0.1114	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 09/21/22 Time: 16:38				
Sample (adjusted): 2008M02 2022M06				
Included observations: 173 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005928	0.002552	2.322592	0.0215
RESID^2(-1)	0.239723	0.078538	3.052307	0.0027
RESID^2(-2)	-0.095538	0.080555	-1.185988	0.2374
RESID^2(-3)	0.116023	0.080982	1.432707	0.1539
RESID^2(-4)	-0.000249	0.081392	-0.003055	0.9976
RESID^2(-5)	-0.031094	0.081202	-0.382925	0.7023
RESID^2(-6)	0.017927	0.081566	0.219780	0.8263
RESID^2(-7)	-0.062397	0.085432	-0.730368	0.4662
RESID^2(-8)	0.053025	0.087053	0.609105	0.5433
RESID^2(-9)	-0.040288	0.087217	-0.461935	0.6448
RESID^2(-10)	-0.017128	0.087210	-0.196403	0.8445
RESID^2(-11)	0.129018	0.092201	1.399302	0.1637
RESID^2(-12)	0.132006	0.091111	1.448855	0.1493
R-squared	0.104881	Mean dependent var	0.010085	
Adjusted R-squared	0.037747	S.D. dependent var	0.017777	
S.E. of regression	0.017438	Akaike info criterion	-5.188111	
Sum squared resid	0.048656	Schwarz criterion	-4.951158	
Log likelihood	461.7716	Hannan-Quinn criter.	-5.091981	
F-statistic	1.562268	Durbin-Watson stat	1.978265	
Prob(F-statistic)	0.107656			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

MODELO ARMA(1,1) - LOGRETFERRO

O último modelo testado foi o ARMA(1,1), que leva em consideração a noção de que tanto a FAC quanto a FACP decaem, tal que a série possua uma parte autoregressiva de primeira ordem (possuindo uma única raiz) e uma parte regida por médias móveis (de um única raiz, também). Assim, é observável pela saída gerada com a estimação do modelo que os p-valores do AR(1) e do MA(1) são pouco relevantes (p-valores maiores do que o nível de significância de 5%) para explicar a série. A raiz invertida da parte AR(1), em módulo, indica que essa parte é estacionária (módulo menor do que 1); e a raiz invertida da parte MA(1), em módulo, mostra que essa parte do processo é invertível. Foi colocado um intercepto no modelo apenas por boa medida, ou seja, uma postura conservadora de abordagem. É evidente pelo seu p-valor, que esse intercepto não tem relevância em explicar a série, podendo ser removido do modelo.

Tabela 10 - Modelo ARMA(1,1) c/ intercepto - log-retorno do ferro

Dependent Variable: LOGRETFERRO				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 09/21/22 Time: 11:28				
Sample: 2007M02 2022M06				
Included observations: 185				
Convergence achieved after 20 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002922	0.010793	0.270750	0.7869
AR(1)	-0.056352	0.201428	-0.279764	0.7800
MA(1)	0.439885	0.197253	2.230059	0.0270
SIGMASQ	0.009866	0.000863	11.43462	0.0000
R-squared	0.129603	Mean dependent var	0.002778	
Adjusted R-squared	0.115176	S.D. dependent var	0.106757	
S.E. of regression	0.100421	Akaike info criterion	-1.736588	
Sum squared resid	1.825290	Schwarz criterion	-1.666959	
Log likelihood	164.6344	Hannan-Quinn criter.	-1.708369	
F-statistic	8.983674	Durbin-Watson stat	1.992909	
Prob(F-statistic)	0.000014			
Inverted AR Roots	-.06			
Inverted MA Roots	-.44			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Análise de Resíduos ARMA(1,1) - LOGRETFERRO

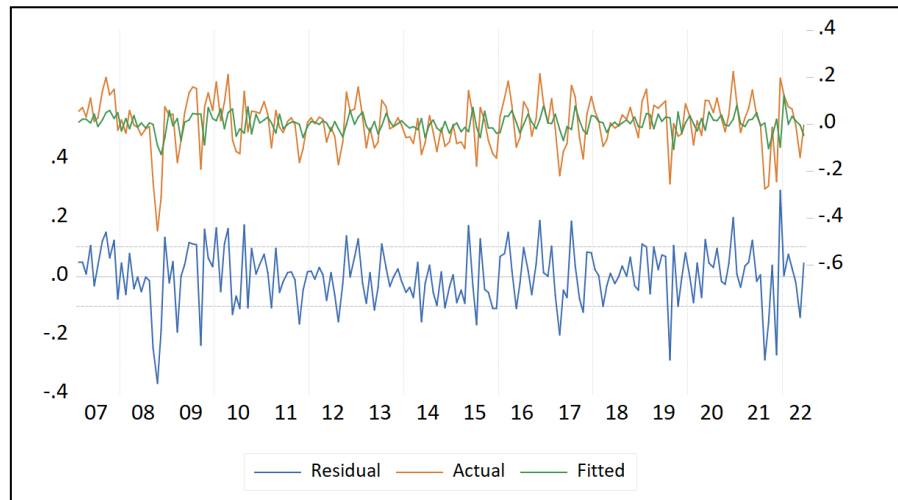
A análise de resíduos para o modelo ARMA(1,1) foi feita da mesma maneira que os modelos ARMA(1,0) e ARMA(0,1) já observados:

Pelo correlograma dos resíduos, é evidente que os resíduos desse modelo ARMA(1,1) são classificados como ruído branco. Isso, pois a FAC e a FACP estão dentro do intervalo de confiança nas observações do correlograma.

Obtém-se do histograma da série dos resíduos do modelo ARMA(1,1) para o Log-Retorno do preço do ferro que os erros não se comportam em uma distribuição normal. Isso, pois o p-valor obtido é menor do que o nível de significância de 5%, rejeitando a hipótese nula de que a distribuição dos erros é Normal. Assim, o modelo ARMA(1,1) não pode ser considerado um modelo perfeito para explicar a série temporal admitida.

Os erros, quando observado o ARCH Test do modelo ARMA(1,1), são homocedásticos. Isso, pois os p-valores obtidos na saída são grandes, ou seja, não possibilitam a rejeição da hipótese nula de que os erros são homocedásticos.

Gráfico 12 - Resíduos e valores previstos do modelo ARMA (1,1) do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

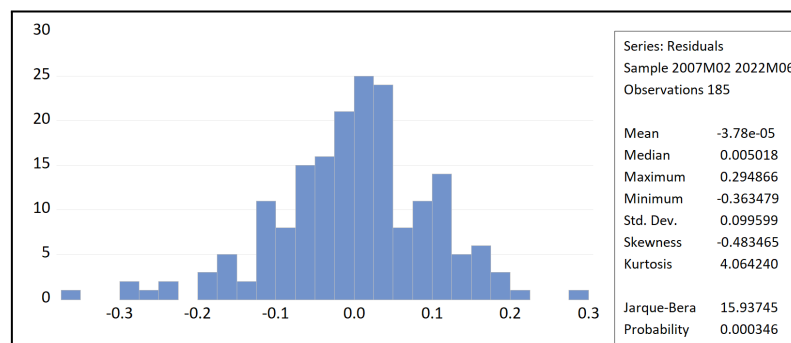
Gráfico 13 - Correlograma dos resíduos do modelo ARMA(1,1) do log-retorno do preço do ferro

Date: 09/21/22 Time: 16:30
Sample (adjusted): 2007M02 2022M06
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.002	0.002	0.0010
		2	0.006	0.006	0.0073
		3	-0.022	-0.022	0.0968
		4	-0.074	-0.074	1.1366
		5	0.064	0.065	1.9185
		6	0.073	0.074	2.9475
		7	-0.058	-0.063	3.5931
		8	0.022	0.018	3.6837
		9	-0.011	0.003	3.7078
		10	0.038	0.043	3.9985
		11	-0.039	-0.058	4.3011
		12	-0.098	-0.095	6.2068

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 14 - Distribuição dos resíduos do modelo ARMA(1,1) do log-retorno do preço do ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 11 - Teste ARCH dos Resíduos ARMA(1,1)

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	3.439132	Prob. F(4,176)	0.0098	
Obs*R-squared	13.12172	Prob. Chi-Square(4)	0.0107	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/14/22 Time: 14:14				
Sample (adjusted): 2007M06 2022M06				
Included observations: 181 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007358	0.001770	4.157083	0.0001
RESID^2(-1)	0.260782	0.075440	3.456831	0.0007
RESID^2(-2)	-0.107256	0.077503	-1.383892	0.1681
RESID^2(-3)	0.120560	0.077587	1.553870	0.1220
RESID^2(-4)	-0.011529	0.075503	-0.152693	0.8788
R-squared	0.072496	Mean dependent var	0.009996	
Adjusted R-squared	0.051416	S.D. dependent var	0.017478	
S.E. of regression	0.017022	Akaike info criterion	-5.281329	
Sum squared resid	0.050999	Schwarz criterion	-5.192973	
Log likelihood	482.9603	Hannan-Quinn criter.	-5.245508	
F-statistic	3.439132	Durbin-Watson stat	1.995341	
Prob(F-statistic)	0.009814			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

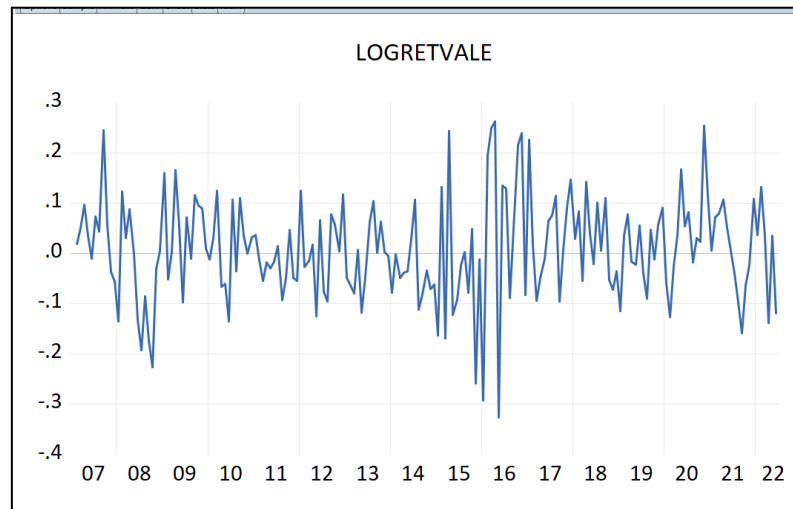
Conclusão:

Ao analisar os 3 modelos [ARMA(1,0), ARMA(0,1) e ARMA(1,1)] e suas respectivas análises de resíduos foi observado que nenhum dos 3 modelos consegue explicar 100% a série temporal e todos eles apresentam problemas como a homocedasticidade dos erros. Entretanto, entre eles, como houve um “empate” na análise de resíduos, o próximo fator a ser olhado são os critérios. Neste caso, apesar de ter uma parte auto regressiva, o modelo com os menores critérios foi o **ARMA(0,1)**.

i)

A seguir, o Log-Retorno do preço da VALE3:

Gráfico 15 - Série temporal do log-retorno do preço do VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Ao observar o gráfico do Log dos retornos do preço das ações da Vale é possível observar evidências de estacionariedade, já que aparentemente essa série apresenta média constante e variância constante.

Gráfico 16 - Correlograma do log-retorno da VALE3

Date: 09/20/22 Time: 17:19					
Sample (adjusted): 2007M02 2022M06					
Included observations: 185 after adjustments					
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.058	0.058	0.6313	0.427
		2 0.087	0.084	2.0579	0.357
		3 -0.053	-0.063	2.5966	0.458
		4 0.039	0.038	2.8817	0.578
		5 -0.091	-0.087	4.4720	0.484
		6 0.065	0.067	5.2812	0.508
		7 0.065	0.078	6.1087	0.527
		8 0.042	0.011	6.4510	0.597
		9 -0.035	-0.037	6.6894	0.609
		10 0.045	0.041	7.0972	0.716
		11 0.011	0.021	7.1195	0.789
		12 -0.046	-0.053	7.5347	0.820
		13 -0.145	-0.144	11.794	0.545
		14 -0.003	0.006	11.796	0.623
		15 -0.048	-0.022	12.253	0.660
		16 -0.047	-0.055	12.709	0.694
		17 -0.072	-0.070	13.776	0.683
		18 -0.015	-0.030	13.825	0.740
		19 -0.005	0.037	13.831	0.793
		20 0.098	0.121	15.834	0.727
		21 0.087	0.077	17.424	0.685
		22 -0.004	-0.039	17.428	0.739
		23 -0.132	-0.117	21.160	0.571
		24 -0.019	0.022	21.234	0.625
		25 -0.075	-0.053	22.460	0.609
		26 -0.044	-0.079	22.881	0.640
		27 -0.058	-0.076	23.624	0.651
		28 0.055	0.023	24.286	0.666
		29 0.031	0.051	24.496	0.704
		30 0.027	0.004	24.663	0.741
		31 -0.004	-0.025	24.666	0.782
		32 0.026	0.034	24.823	0.813
		33 -0.047	0.028	25.332	0.828
		34 0.026	0.066	25.485	0.853
		35 0.044	0.027	25.936	0.867

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

As FACs dessa série não possuem nenhuma barra que supera o intervalo de confiança, evidenciado pela análise gráfica e pelos p-valores altos. Isso significa que a série do log do retorno da VALE3 não tem memória.

Tabela 12 - ADF log-retorno da VALE3

Null Hypothesis: LOG_RET_VALE has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-12.67486	0.0000
Test critical values:	1% level		-4.008706	
	5% level		-3.434433	
	10% level		-3.141157	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOG_RET_VALE) Method: Least Squares Date: 10/12/22 Time: 18:04 Sample (adjusted): 2007M03 2022M06 Included observations: 184 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_RET_VALE(-1)	-0.945387	0.074588	-12.67486	0.0000
C	-0.002539	0.015203	-0.167034	0.8675
@TREND("2007M01")	0.000105	0.000142	0.738333	0.4613
R-squared	0.470254	Mean dependent var		-0.000752
Adjusted R-squared	0.464400	S.D. dependent var		0.139161
S.E. of regression	0.101845	Akaike info criterion		-1.714568
Sum squared resid	1.877389	Schwarz criterion		-1.662151
Log likelihood	160.7403	Hannan-Quinn criter.		-1.693323
F-statistic	80.33649	Durbin-Watson stat		1.998480
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Para adquirir mais evidências da estacionariedade e da propriedade da tendência, o teste ADF foi feito. Assim, antes de propor um modelo, esse teste apresentou um p-valor próximo a zero o que rejeita a hipótese nula e, dessa forma, diz que a série não possui raiz unitária. Este fato corrobora com a estacionariedade.

Apesar da série não apresentar memória em nenhum lag, optamos por propor 3 modelos da classe ARMA para, pecando pelo excesso, garantir que a série não é modelável.

Tabela 13 - Modelo ARMA(1,0) c/ intercepto - log-retorno da VALE3

Dependent Variable: LOG_RET_VALE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/12/22 Time: 18:05				
Sample: 2007M02 2022M06				
Included observations: 185				
Convergence achieved after 13 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007730	0.007908	0.977515	0.3296
AR(1)	0.058130	0.055746	1.042766	0.2984
SIGMASQ	0.010179	0.000918	11.08417	0.0000
R-squared	0.003387	Mean dependent var		0.007769
Adjusted R-squared	-0.007565	S.D. dependent var		0.101338
S.E. of regression	0.101721	Akaike info criterion		-1.717064
Sum squared resid	1.883184	Schwarz criterion		-1.664842
Log likelihood	161.8284	Hannan-Quinn criter.		-1.695900
F-statistic	0.309236	Durbin-Watson stat		2.000334
Prob(F-statistic)	0.734393			
Inverted AR Roots	.06			

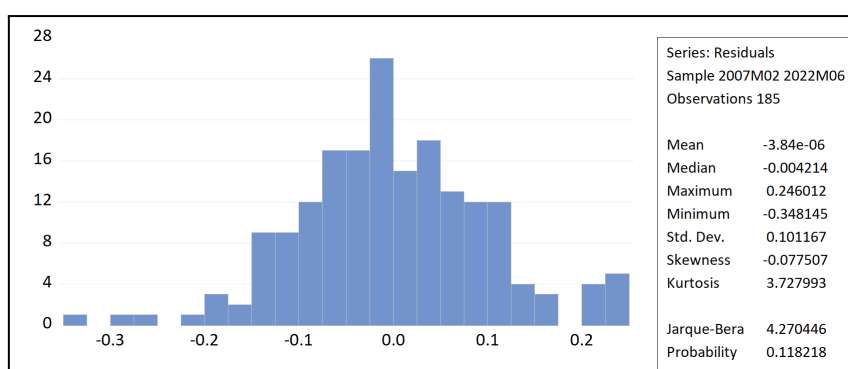
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 17 - Correlograma de Resíduos ARMA(1,0) - log-retorno da VALE3

Date: 10/12/22 Time: 18:06						
Sample (adjusted): 2007M02 2022M06						
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1 -0.005	-0.005	0.0039		
		2 0.087	0.087	1.4363	0.231	
		3 -0.060	-0.060	2.1285	0.345	
		4 0.047	0.040	2.5545	0.466	
		5 -0.098	-0.089	4.4037	0.354	
		6 0.067	0.058	5.2597	0.385	
		7 0.059	0.080	5.9378	0.430	
		8 0.040	0.018	6.2577	0.510	
		9 -0.040	-0.038	6.5710	0.584	
		10 0.048	0.038	7.0221	0.635	
		11 0.011	0.026	7.0464	0.721	
		12 -0.038	-0.043	7.3325	0.772	
		13 -0.143	-0.147	11.472	0.489	
		14 0.008	-0.001	11.484	0.570	
		15 -0.046	-0.019	11.908	0.614	
		16 -0.041	-0.052	12.249	0.660	
		17 -0.069	-0.072	13.230	0.656	
		18 -0.011	-0.036	13.256	0.719	
		19 -0.010	0.027	13.278	0.775	
		20 0.093	0.117	15.080	0.718	
		21 0.082	0.086	16.494	0.686	
		22 -0.002	-0.027	16.495	0.741	

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 18 - Distribuição dos Resíduos ARMA(1,0) - log-retorno da VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 14 - Teste ARCH dos Resíduos ARMA(1,0) - log-retorno da VALE3

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	4.295420	Prob. F(12,160)	0.0000	
Obs*R-squared	42.15316	Prob. Chi-Square(12)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 18:06				
Sample (adjusted): 2008M02 2022M06				
Included observations: 173 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002924	0.001744	1.676103	0.0957
RESID^2(-1)	0.188841	0.078677	2.400192	0.0175
RESID^2(-2)	0.278207	0.079836	3.484716	0.0006
RESID^2(-3)	0.062087	0.082614	0.751528	0.4534
RESID^2(-4)	-0.024386	0.081941	-0.297605	0.7664
RESID^2(-5)	-0.047311	0.078986	-0.598972	0.5500
RESID^2(-6)	0.145315	0.078881	1.842209	0.0673
RESID^2(-7)	-0.049538	0.078829	-0.628425	0.5306
RESID^2(-8)	-0.024955	0.078868	-0.316412	0.7521
RESID^2(-9)	0.135676	0.078973	1.717997	0.0877
RESID^2(-10)	0.063114	0.080056	0.788380	0.4316
RESID^2(-11)	-0.078698	0.077598	-1.014175	0.3120
RESID^2(-12)	0.065606	0.076625	0.856197	0.3932
R-squared	0.243660	Mean dependent var	0.010322	
Adjusted R-squared	0.186934	S.D. dependent var	0.016964	
S.E. of regression	0.015296	Akaike info criterion	-5.450220	
Sum squared resid	0.037437	Schwarz criterion	-5.213268	
Log likelihood	484.4440	Hannan-Quinn criter.	-5.354090	
F-statistic	4.295420	Durbin-Watson stat	2.007218	
Prob(F-statistic)	0.000007			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Os resultados relevantes do modelo ARMA(1,0) são que, apesar dos erros se comportarem como um ruído branco e seguirem uma distribuição normal, os erros são heterocedásticos. Entretanto, isso pode ser resolvido com o uso de uma variável robusta.

Tabela 15 - Modelo ARMA(0,1) c/ intercepto - log-retorno da VALE3

Dependent Variable: LOG_RET_VALE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/12/22 Time: 18:07				
Sample: 2007M02 2022M06				
Included observations: 185				
Convergence achieved after 15 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007737	0.007818	0.989674	0.3236
MA(1)	0.049288	0.056308	0.875343	0.3825
SIGMASQ	0.010185	0.000920	11.06566	0.0000
R-squared	0.002876	Mean dependent var		0.007769
Adjusted R-squared	-0.008082	S.D. dependent var		0.101338
S.E. of regression	0.101747	Akaike info criterion		-1.716556
Sum squared resid	1.884150	Schwarz criterion		-1.664334
Log likelihood	161.7815	Hannan-Quinn criter.		-1.695392
F-statistic	0.262449	Durbin-Watson stat		1.981560
Prob(F-statistic)	0.769456			
Inverted MA Roots	-0.05			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 19 - Correlograma de Resíduos ARMA(0,1) - log-retorno da VALE3

Date: 10/12/22 Time: 18:07						
Sample (adjusted): 2007M02 2022M06						
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1 0.005	0.005	0.0044		
		2 0.090	0.089	1.5188	0.218	
		3 -0.059	-0.061	2.1906	0.334	
		4 0.046	0.040	2.5992	0.458	
		5 -0.097	-0.088	4.4062	0.354	
		6 0.066	0.059	5.2601	0.385	
		7 0.060	0.080	5.9518	0.429	
		8 0.041	0.017	6.2794	0.508	
		9 -0.039	-0.038	6.5778	0.583	
		10 0.047	0.038	7.0218	0.635	
		11 0.011	0.025	7.0439	0.721	
		12 -0.039	-0.045	7.3460	0.770	
		13 -0.144	-0.147	11.504	0.486	
		14 0.006	0.000	11.511	0.568	
		15 -0.046	-0.019	11.950	0.610	
		16 -0.042	-0.053	12.307	0.656	
		17 -0.070	-0.071	13.305	0.650	
		18 -0.012	-0.035	13.332	0.714	
		19 -0.010	0.029	13.352	0.770	
		20 0.093	0.118	15.181	0.711	
		21 0.082	0.085	16.609	0.678	
		22 -0.002	-0.029	16.610	0.734	

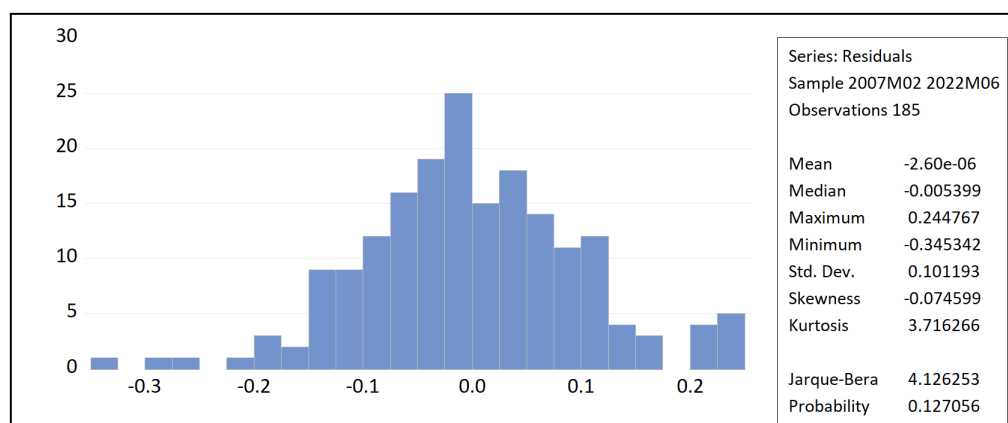
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 16 - Teste ARCH dos Resíduos ARMA(0,1) - log-retorno da VALE3

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	4.347604	Prob. F(12,160)	0.0000	
Obs*R-squared	42.53935	Prob. Chi-Square(12)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 18:08				
Sample (adjusted): 2008M02 2022M06				
Included observations: 173 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002919	0.001742	1.675737	0.0957
RESID^2(-1)	0.188807	0.078652	2.400533	0.0175
RESID^2(-2)	0.283015	0.079777	3.547579	0.0005
RESID^2(-3)	0.057955	0.082617	0.701493	0.4840
RESID^2(-4)	-0.027551	0.081872	-0.336509	0.7369
RESID^2(-5)	-0.045012	0.078875	-0.570680	0.5690
RESID^2(-6)	0.146527	0.078755	1.860549	0.0646
RESID^2(-7)	-0.050197	0.078700	-0.637819	0.5245
RESID^2(-8)	-0.030613	0.078751	-0.388735	0.6980
RESID^2(-9)	0.140095	0.078866	1.776358	0.0776
RESID^2(-10)	0.066837	0.080031	0.835142	0.4049
RESID^2(-11)	-0.083695	0.077508	-1.079811	0.2819
RESID^2(-12)	0.068097	0.076574	0.889296	0.3752
R-squared	0.245892	Mean dependent var	0.010324	
Adjusted R-squared	0.189334	S.D. dependent var	0.016931	
S.E. of regression	0.015244	Akaike info criterion	-5.457067	
Sum squared resid	0.037182	Schwarz criterion	-5.220114	
Log likelihood	485.0363	Hannan-Quinn criter.	-5.360937	
F-statistic	4.347604	Durbin-Watson stat	2.007056	
Prob(F-statistic)	0.000006			

Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 20 - Distribuição dos Resíduos ARMA(1,0) - log-retorno da VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Os resultados relevantes do modelo ARMA(0,1) são extremamente semelhantes ao modelo ARMA(1,0). Assim, a análise de resíduos deste modelo apresentou um ruído branco, normal e heterocedástico.

Tabela 17 - Modelo ARMA(1,1) c/ intercepto - log-retorno da VALE3

Dependent Variable: LOG_RET_VALE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/12/22 Time: 18:09				
Sample: 2007M02 2022M06				
Included observations: 185				
Convergence achieved after 23 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007709	0.008530	0.903757	0.3673
AR(1)	0.483819	0.613591	0.788503	0.4314
MA(1)	-0.417175	0.635073	-0.656893	0.5121
SIGMASQ	0.010155	0.000916	11.09129	0.0000
R-squared	0.005784	Mean dependent var		0.007769
Adjusted R-squared	-0.010695	S.D. dependent var		0.101338
S.E. of regression	0.101879	Akaike info criterion		-1.708642
Sum squared resid	1.878655	Schwarz criterion		-1.639012
Log likelihood	162.0494	Hannan-Quinn criter.		-1.680423
F-statistic	0.350990	Durbin-Watson stat		2.016230
Prob(F-statistic)	0.788476			
Inverted AR Roots	.48			
Inverted MA Roots	.42			

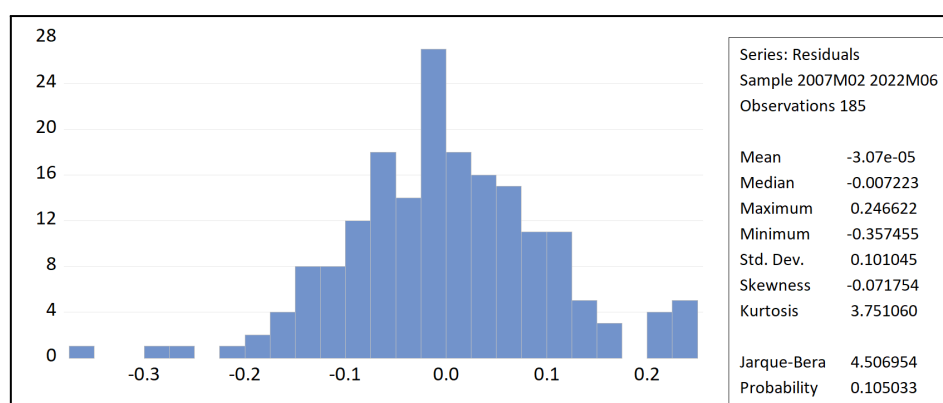
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 21 - Correlograma de Resíduos ARMA(1,1) - log-retorno da VALE3

Date: 10/12/22 Time: 18:10						
Sample (adjusted): 2007M02 2022M06						
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.012	-0.012	0.0285	
		2	0.059	0.059	0.6898	
		3	-0.073	-0.072	1.7054	0.192
		4	0.038	0.034	1.9830	0.371
		5	-0.103	-0.095	4.0276	0.258
		6	0.064	0.055	4.8210	0.306
		7	0.061	0.078	5.5377	0.354
		8	0.038	0.018	5.8245	0.443
		9	-0.042	-0.035	6.1696	0.520
		10	0.049	0.043	6.6506	0.575
		11	0.016	0.032	6.7014	0.668
		12	-0.037	-0.040	6.9744	0.728
		13	-0.142	-0.144	11.038	0.440
		14	0.012	0.000	11.067	0.523
		15	-0.039	-0.020	11.383	0.579
		16	-0.039	-0.054	11.689	0.631
		17	-0.068	-0.076	12.651	0.629
		18	-0.012	-0.044	12.680	0.696
		19	-0.010	0.021	12.700	0.756
		20	0.096	0.116	14.620	0.688
		21	0.086	0.090	16.186	0.645
		22	-0.002	-0.022	16.187	0.705

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 22 - Distribuição dos Resíduos ARMA(1,1) - log-retorno da VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 16 - Teste ARCH dos Resíduos ARMA(1,1) - log-retorno da VALE3

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	4.324724	Prob. F(12,160)	0.0000	
Obs*R-squared	42.37031	Prob. Chi-Square(12)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 18:12				
Sample (adjusted): 2008M02 2022M06				
Included observations: 173 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002973	0.001740	1.708684	0.0894
RESID^2(-1)	0.190696	0.078794	2.420179	0.0166
RESID^2(-2)	0.282682	0.080108	3.528768	0.0005
RESID^2(-3)	0.069019	0.083050	0.831046	0.4072
RESID^2(-4)	-0.030200	0.082526	-0.365946	0.7149
RESID^2(-5)	-0.057048	0.079633	-0.716387	0.4748
RESID^2(-6)	0.163643	0.079544	2.057261	0.0413
RESID^2(-7)	-0.053006	0.079491	-0.666808	0.5059
RESID^2(-8)	-0.028569	0.079521	-0.359270	0.7199
RESID^2(-9)	0.125074	0.079658	1.570138	0.1184
RESID^2(-10)	0.064584	0.080590	0.801397	0.4241
RESID^2(-11)	-0.056229	0.078016	-0.720734	0.4721
RESID^2(-12)	0.037497	0.076878	0.487751	0.6264
R-squared	0.244915	Mean dependent var	0.010298	
Adjusted R-squared	0.188284	S.D. dependent var	0.017015	
S.E. of regression	0.015329	Akaike info criterion	-5.445917	
Sum squared resid	0.037598	Schwarz criterion	-5.208965	
Log likelihood	484.0718	Hannan-Quinn criter.	-5.349787	
F-statistic	4.324724	Durbin-Watson stat	2.007724	
Prob(F-statistic)	0.000006			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Assim como os 2 modelos anteriores a análise de resíduos do modelo ARMA(1,1) apresentou o mesmo resultado.

Dessa forma, como a análise de resíduos dos 3 modelos tiveram um "empate", para definir qual é o mais adequado dentre eles se é preciso olhar para os critérios. Portanto, ao compará-los, os critérios do modelo ARMA (1,1) são os menores entre eles.

Por conseguinte, a conclusão dessa análise é que como a série não apresenta memória, o modelo ARMA que melhor se enquadra é um ARMA(0,0).

j)

No caso da letra 'e' e 'f', olhamos o resultado de um teste ADF para o log dos preços de um ativo, nesse caso, do minério de ferro e da Vale. Como qualquer outro ativo, o esperado é que a série seja modelada por um passeio aleatório, sendo totalmente imprevisível, e não-estacionário, sem uma média constante e variância inconstante. Sendo assim, o esperado é que o teste ADF de uma série do log de um ativo não rejeite a hipótese nula, provando que a série possui raiz unitária, não sendo estacionária. Foi exatamente isso que ocorreu nesse primeiro caso.

Na letra 'g' nota-se que a relação afirmada é esperada, dada a importância do minério de ferro para a Vale.

A não existência de raiz unitária na série analisada na letra 'h' e 'i' é esperada dada a natureza da variável construída. Ao aplicar o retorno da variável preço se tem a exclusão da possível não-estacionaridade por raiz unitária da série. Ademais, ao se tirar o logaritmo natural neste resultado, obtém-se uma série com tendência suavizada, facilitando assim a modelagem da série obtida.

Na letra 'h' o modelo proposto não é o esperado. Como a série baseia-se em uma série de preços, não é esperado que algum modelo conhecido até o momento consiga explicar seu comportamento de maneira precisa. Ademais, ao se observar o correlograma do log dos retornos do preço do ferro, observa-se que o seu comportamento não condiz com os modelos conhecidos até o momento. Contudo, observando que há existência de memória em um lag e pela função de correlação truncar em um certo lag. Deste modo, ao se propor o modelo ARMA(0,1) captura-se a presença de possíveis choques que viriam a afetar o preço do modelo da Vale, o que é esperado, mas não torna o modelo bem especificado.

Na letra ‘i’, o resultado não foi o esperado. A série do logaritmo dos retornos da VALE3, sendo uma série derivada do preço de um ativo, se apresentou como um ruído branco. Depois de tentativas de proposição do modelo, o que melhor se adequou aos critérios foi um ARMA(1,1). Esse resultado em específico não foi antecipado, dado que evidentemente seria muito difícil saber qual modelo seria melhor para traçar a movimentação de um ruído branco.

k)

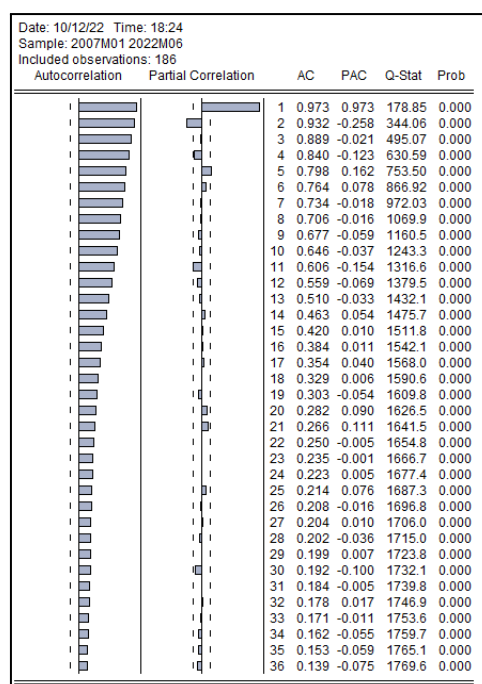
A partir do que foi visto em aula e do que foi observado nos testes durante essa APS o melhor modelo para explicar os preços das ações da Vale e o preço do minério de ferro é um **passeio aleatório com drift**. As evidências que encontramos para propor este modelo são , a seguir: O teste ADF aponta que essas séries possuem raiz unitária, além das FACs que decaem lentamente, isso é um indício para as séries não serem estacionárias.

Além disso, como a série aparentemente apresenta tendência o fator “ a ” foi adicionado para que, junto ao acúmulo dos choques, se vá criando uma tendência. Assim como o fator “ e_t ” que representa os erros aleatoriamente distribuídos.

$$y_t(\text{Preço da VALE3}) = a + y_{t-1} + e_t$$

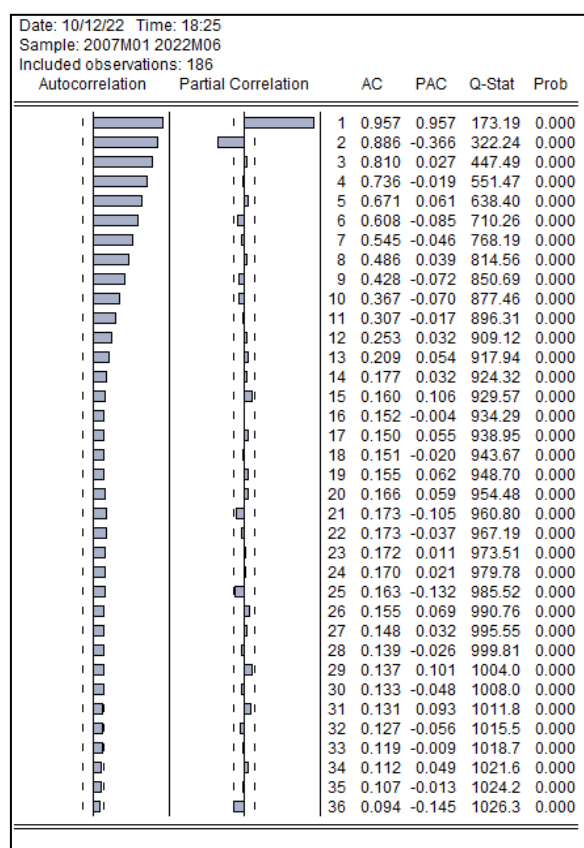
$$y_t(\text{Preço do Ferro}) = a + y_{t-1} + e_t$$

Gráfico 23 - Correlograma do preço da VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 24 - Correlograma do preço do Ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

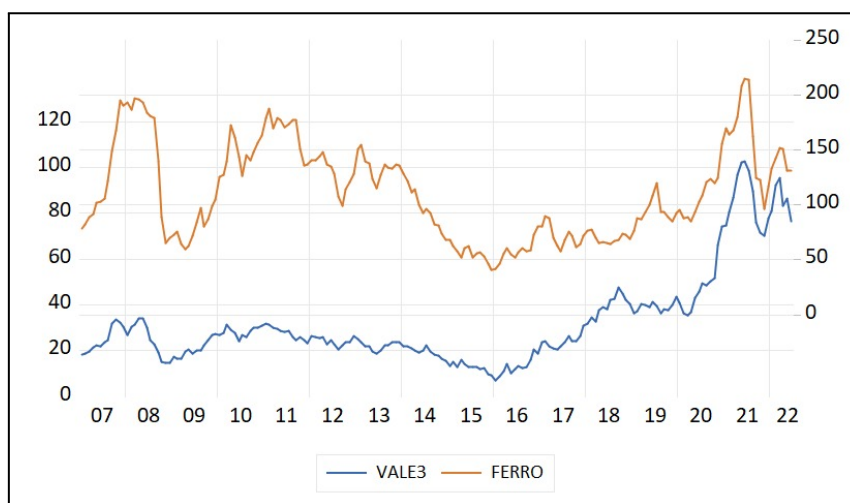
Tabela 17 - Teste ADF - Preço do FERRO

Null Hypothesis: FERRO has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.000283	0.1350
Test critical values:	1% level		-4.008706	
	5% level		-3.434433	
	10% level		-3.141157	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(FERRO)				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 18:54				
Sample (adjusted): 2007M03 2022M06				
Included observations: 184 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FERRO(-1)	-0.060437	0.020144	-3.000283	0.0031
D(FERRO(-1))	0.388039	0.068552	5.660537	0.0000
C	8.025923	3.099464	2.589456	0.0104
@TREND("2007M01")	-0.012310	0.016203	-0.759768	0.4484
R-squared	0.170512	Mean dependent var		0.261304
Adjusted R-squared	0.156687	S.D. dependent var		12.35343
S.E. of regression	11.34441	Akaike info criterion		7.716826
Sum squared resid	23165.21	Schwarz criterion		7.786716
Log likelihood	-705.9480	Hannan-Quinn criter.		7.745154
F-statistic	12.33375	Durbin-Watson stat		1.958657
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

l)

Gráfico 25 - Preço da VALE3 x Ferro em Série Histórica



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Observando o gráfico de linha das duas séries, pode-se notar que a relação entre as duas séries se perde entre 2018 e 2019, nota-se que a relação entre as séries não se mantém, é observada uma alta no preço do minério de ferro, este que não é respondido pelo preço da VALE3. Tal mudança pode ser explicada pelo fato de que o preço da VALE3 não responde somente ao preço do minério, mas também a outros fatores. Por exemplo, no início do ano de 2019, a Vale esteve envolta em problemas gerados pelo rompimento da barragem de Brumadinho.

Essa consideração pode trazer a necessidade de se incluir ao preço da VALE3 o preço do minério de ferro, capturando assim o efeito deste no preço da ação. Deste modo, uma alteração viável à proposta anterior seria adicionar o preço do minério de ferro ao modelo. Contudo, é necessária alguma forma de se capturar outros efeitos (como efeitos internos da empresa) por meio de choques. Deste modo, o modelo seria uma MA(1) unido ao preço do ferro no período anterior.

Tabela 18 - Modelo MA(1) c/ intercepto - Preço da VALE3

Dependent Variable: VALE Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH) Date: 10/12/22 Time: 19:03 Sample: 2007M01 2022M06 Included observations: 186 Convergence achieved after 9 iterations Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.77451	4.586123	2.567421	0.0110
FERRO	0.182937	0.029579	6.184718	0.0000
MA(1)	0.903358	0.040984	22.04174	0.0000
SIGMASQ	104.8215	12.11020	8.655635	0.0000
R-squared	0.750281	Mean dependent var		32.08097
Adjusted R-squared	0.746165	S.D. dependent var		20.54331
S.E. of regression	10.35013	Akaike info criterion		7.542249
Sum squared resid	19496.80	Schwarz criterion		7.611620
Log likelihood	-697.4292	Hannan-Quinn criter.		7.570361
F-statistic	182.2735	Durbin-Watson stat		0.427349
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.90			

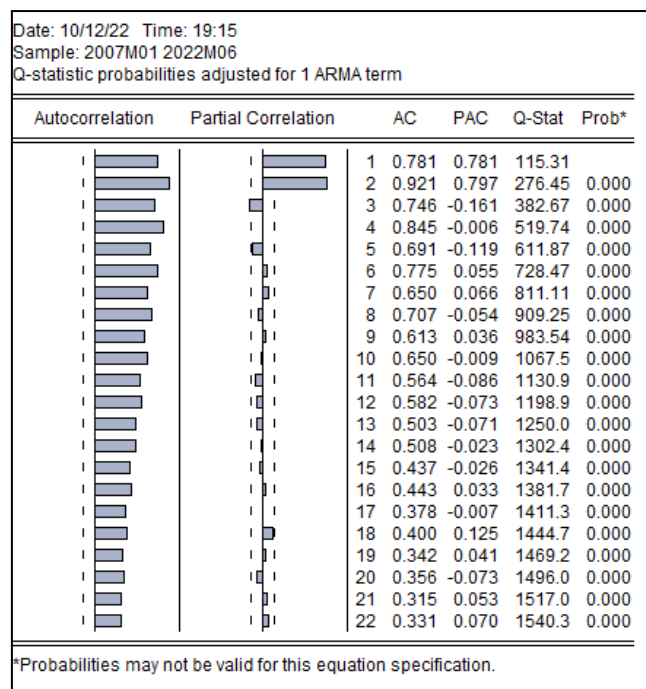
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Por meio dos resultados obtidos, nota-se que ambas as partes propostas aqui se mostram relevantes a um nível de significância de 5%. Ademais, o modelo mostra que o componente de médias móveis não possui raiz unitária, sendo algo favorável à proposição.

Partindo para os resíduos observa-se que eles apontam que os erros não apontam possuir distribuição normal. Contudo, a amostra é suficientemente grande, podendo ser utilizado o Teorema do Limite Central para contornar este problema. Também é observável que os resíduos não possuem um comportamento de ruído branco, mostrando a existência de uma memória não capturada pelo modelo. Quando observada a variância dos resíduos, tem-se que os erros são heterocedásticos, sendo um problema do modelo proposto. Por fim, tem-se também que os resíduos não possuem comportamento de ruído branco, mostrando a possível existência de memória.

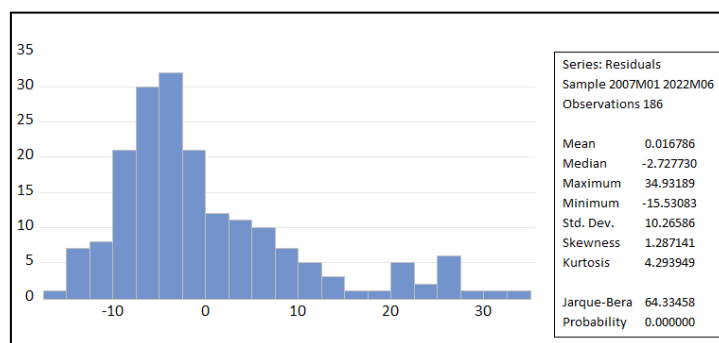
Por fim, pode-se concluir que o modelo proposto está mal especificado. Tal resultado é dado pelo fato de que se está tentando modelar o preço de um ativo financeiro através de um modelo da classe ARMA(p, q).

Gráfico 26 - Correlograma de Resíduos MA(1) - Preço da VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 27 - Distribuição dos Resíduos MA(1) - Preço da VALE3



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 19 - Teste ARCH dos Resíduos MA(1) - Preço da VALE3

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	118.6103	Prob. F(4,177)	0.0000	
Obs*R-squared	132.5496	Prob. Chi-Square(4)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 19:05				
Sample (adjusted): 2007M05 2022M06				
Included observations: 182 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.49014	8.798488	1.305922	0.1933
RESID^2(-1)	0.070786	0.077605	0.912139	0.3629
RESID^2(-2)	0.771505	0.080991	9.525791	0.0000
RESID^2(-3)	0.219297	0.082104	2.670956	0.0083
RESID^2(-4)	-0.121285	0.083108	-1.459364	0.1462
R-squared	0.728295	Mean dependent var	106.6807	
Adjusted R-squared	0.722155	S.D. dependent var	192.6745	
S.E. of regression	101.5608	Akaike info criterion	12.10628	
Sum squared resid	1825682	Schwarz criterion	12.19430	
Log likelihood	-1096.671	Hannan-Quinn criter.	12.14196	
F-statistic	118.6103	Durbin-Watson stat	1.970393	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

m)

A Fim de verificar a relação indicada por Senhor Tessari, a partir da discussão realizada na alternativa g, ou seja, a presença de correlação entre o valor da ação da vale e o preço do minério de ferro realizou-se a regressão da vale pelo preço do minério de ferro e chegou-se no gráfico 28. Por meio da figura, nota-se que os p-valores do teste Ljung Box que testa a hipótese nula conjunta de que os m primeiros coeficientes de autocorrelação entre os erros são simultaneamente iguais a zero, são próximos de zero, indicando que os regressores tem relevância para explicar o preço da vale, ou seja, o preço do minério de ferro tem relevância estatística.

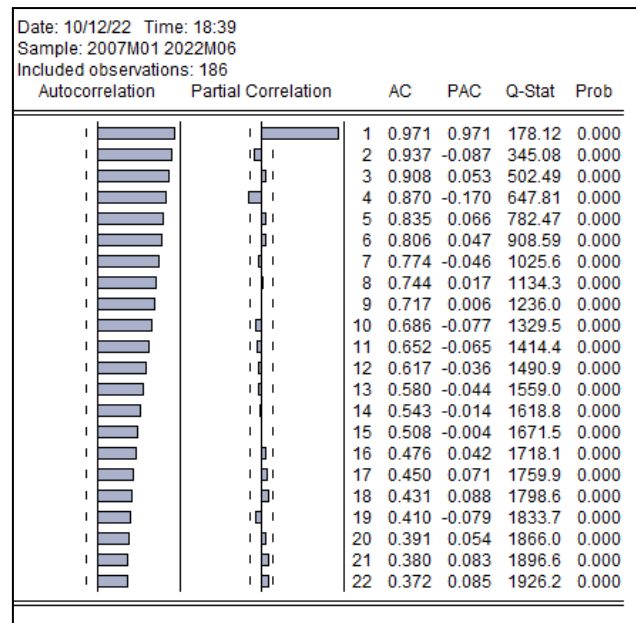
Ademais, para testar a heterocedasticidade dos erros usa-se o teste LM de Breusch–Godfrey de correlação serial realizado na tabela 20, tendo como hipótese nula a não presença de correlação serial. Por conseguinte, com o resultado é possível notar que como o p-valor do teste F é próximo de zero, então, rejeita-se a hipótese nula de que os parâmetros da equação auxiliar são zero demonstrando a presença da correlação. Ademais, o gráfico 29, mostra a não normalidade dos erros devido ao p-valor próximo de zero do teste jarque bera, no entanto, como nossa amostra é suficientemente grande, pelo TLC podemos afirmar a normalidade. Por

consequente, temos que a análise de resíduos valida o modelo de regressão e a regressão válida a presença de correlação entre as variáveis preço da Vale e minério de ferro.

Para concluir essa análise realizou-se por meio da tabela 21, nessa tabela nota-se a presença da correlação entre essas variáveis de 44,68%, ou seja, uma correlação moderada relevante.

Por fim, realizou-se a correlação cruzada entre as séries de preço de ferro e Vale. Observando o gráfico 30 observa-se que as séries apresentam dependência dos valores passados. Deste modo, pode-se concluir que o preço da Vale apresenta relação em decaimento com os valores do Ferro, de modo que o valor presente afeta o preço atual de forma mais impactante e seus valores posteriores de forma menos impactante.

Gráfico 28 - Correlograma da regressão - Preços da VALE3 e do FERRO



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

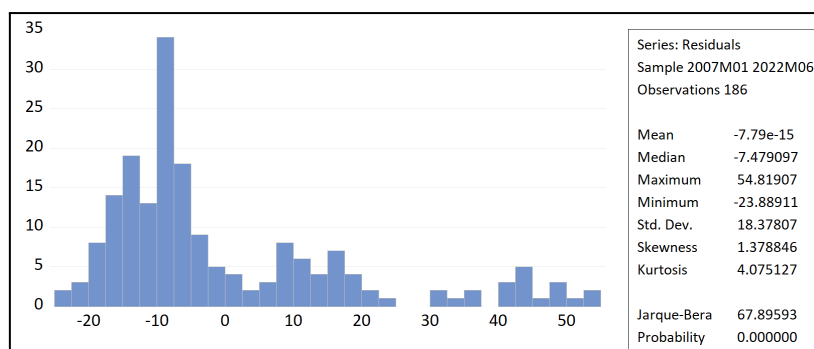
Tabela 20 - Teste LM serial correlation - Preços da VALE3 e do FERRO

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 4 lags				
F-statistic	1381.725	Prob. F(4,180)	0.0000	
Obs*R-squared	180.1334	Prob. Chi-Square(4)	0.0000	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 10/12/22 Time: 18:42				
Sample: 2007M01 2022M06				
Included observations: 186				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.435909	0.677408	2.119709	0.0354
FERRO	-0.010840	0.005657	-1.916061	0.0569
RESID(-1)	0.922781	0.075734	12.18450	0.0000
RESID(-2)	0.096737	0.105673	0.915438	0.3612
RESID(-3)	-0.012938	0.111151	-0.116402	0.9075
RESID(-4)	-0.007192	0.082301	-0.087390	0.9305
R-squared	0.968459	Mean dependent var	-7.79E-15	
Adjusted R-squared	0.967583	S.D. dependent var	18.37807	
S.E. of regression	3.308916	Akaike info criterion	5.262845	
Sum squared resid	1970.806	Schwarz criterion	5.366901	
Log likelihood	-483.4445	Hannan-Quinn criter.	5.305012	
F-statistic	1105.380	Durbin-Watson stat	1.909046	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Como os p-valores do teste F são próximos de zero então rejeita-se a hipótese nula, portanto, demonstrando a presença de correlação serial.

Gráfico 29 - Distribuição dos Resíduos do Preço da VALE3 e do Ferro



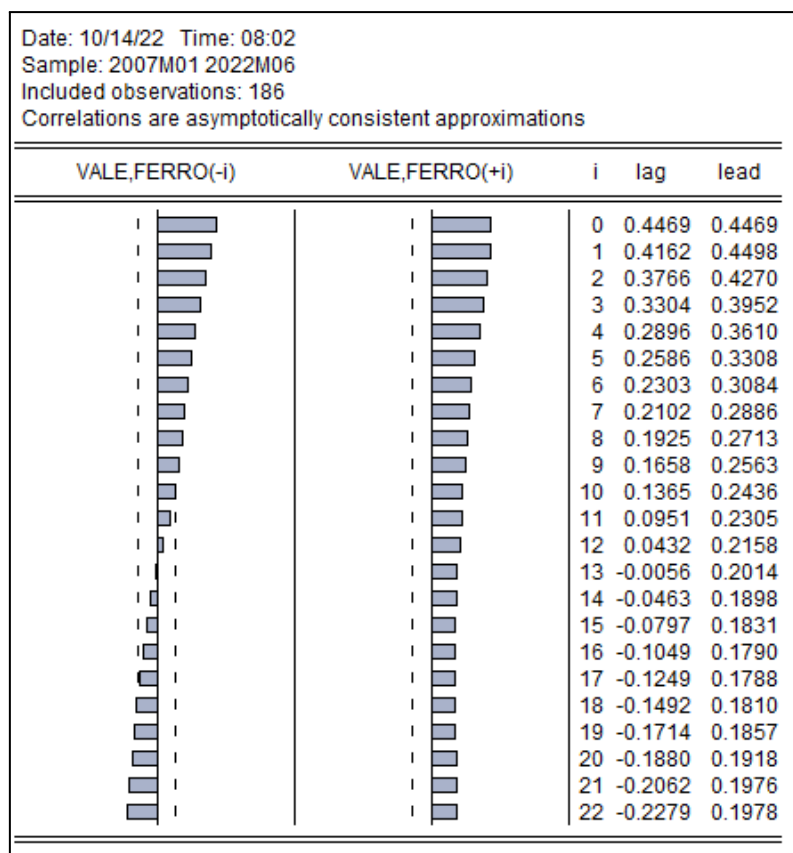
Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 21 - Preços da VALE3 e FERRO

	VALE	FERRO
VALE	1.000000	0.446865
FERRO	0.446865	1.000000

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 30 - Cross Correlogram Of Vale and Ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 22 - Resultados da Co-integração

Date: 10/14/22 Time: 13:23 Sample: 2007M01 2022M06 Included observations: 183 Series: LN_RET_VALE LN_RET_FERRO Lags interval: 1 to 1					
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	282.3026	282.3026	282.3099	282.3099	282.3140
1	329.3688	329.8418	329.8489	330.3655	330.3667
2	358.4673	359.1465	359.1465	359.7924	359.7924
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-3.041559	-3.041559	-3.019780	-3.019780	-2.997967
1	-3.512227	-3.506467	-3.495616	-3.490333	-3.479418
2	-3.786527*	-3.772093	-3.772093	-3.757294	-3.757294
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-2.971406	-2.971406	-2.914551	-2.914551	-2.857662
1	-3.371922	-3.348624	-3.320234	-3.297413	-3.268960
2	-3.576069*	-3.526558	-3.526558	-3.476683	-3.476683

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Tabela 23 - Cointegration Test

Date: 10/14/22 Time: 13:28 Sample (adjusted): 2007M05 2022M06 Included observations: 182 after adjustments Trend assumption: Quadratic deterministic trend Series: LN_RET_VALE LN_RET_FERRO Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.317000	115.8670	18.39771	0.0000
At most 1 *	0.225371	46.47753	3.841465	0.0000
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Realizando o Johansen Test para testar a correlação entre duas ou mais séries temporais não estacionárias a longo prazo ou por um período especificado, sendo:

Ho: Não existe cointegração (Não existe relação no longo prazo entre as variáveis)

Ha: Existe cointegração

Se o p-valor é menor que 5%, rejeito Ho. Como o p-valor é próximo de 0, então, rejeita-se Ho, por conseguinte, existe cointegração entre as variáveis. Portanto, o resultado do Johansen Test indica para a existência de cointegração.

n)

(Aprender a Aprender) Com base em todas as análises feitas até aqui, proponha um modelo de regressão que seja capaz de relacionar adequadamente o preço das ações da Vale com o preço do minério de ferro. Ainda, estime os parâmetros deste modelo e analise os resultados obtidos. Comente sobre a validação do modelo.

Na questão “l)”, foi proposto um modelo MA(1) somado ao preço do minério de ferro, que compõe a parte de tendência e estocástica do modelo, os resultados foram adequados e esse modelo poderia reger a relação entre os preços da ação da VALE3. No entanto, como a ação

da VALE3 pode apresentar componente de inércia devido ao otimismo do mercado/ expectativas pode argumentar a adição de uma parte AR(1) nesse modelo e observar se a parte estatística será mais adequada quando comparado a somente utilizar uma parte MA(1). Nesse sentido, realizou-se o procedimento ARMA(1,1) somado ao preço corrente do minério de ferro para determinar o preço da ação da VALE3 por meio das seguintes estimações:

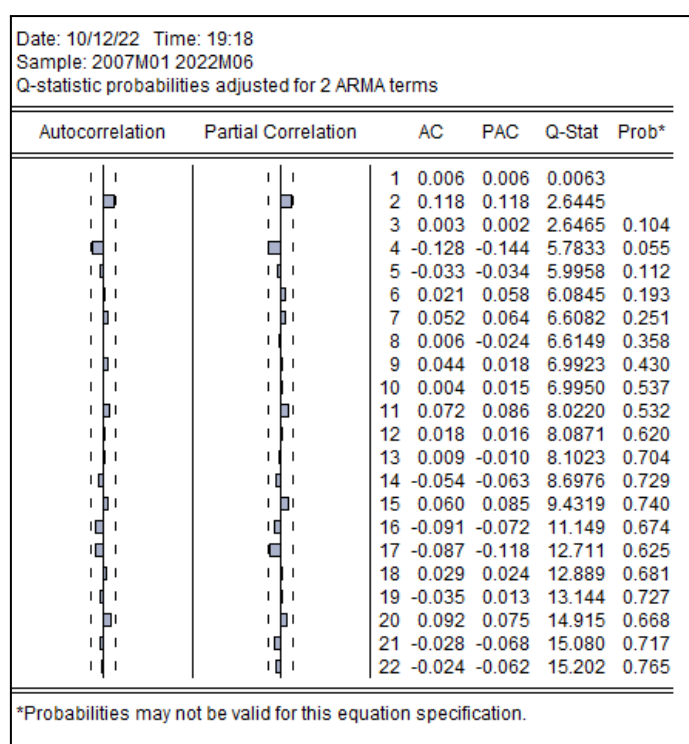
VALE com ARMA(1,1) somado com o preço do minério de ferro corrente

Tabela 24 - Modelo ARMA(1,1) somado ao preço do Ferro

Dependent Variable: VALE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/12/22 Time: 19:18				
Sample: 2007M01 2022M06				
Included observations: 186				
Convergence achieved after 17 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	28.24171	21.17565	1.333688	0.1840
FERRO	0.107924	0.020788	5.191647	0.0000
AR(1)	0.990157	0.009598	103.1653	0.0000
MA(1)	0.064314	0.075242	0.854755	0.3938
SIGMASQ	9.205411	0.581334	15.83498	0.0000
R-squared	0.978070	Mean dependent var		32.08097
Adjusted R-squared	0.977585	S.D. dependent var		20.54331
S.E. of regression	3.075663	Akaike info criterion		5.133262
Sum squared resid	1712.206	Schwarz criterion		5.219976
Log likelihood	-472.3934	Hannan-Quinn criter.		5.168402
F-statistic	2018.110	Durbin-Watson stat		1.922622
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.99			
Inverted MA Roots	-.06			

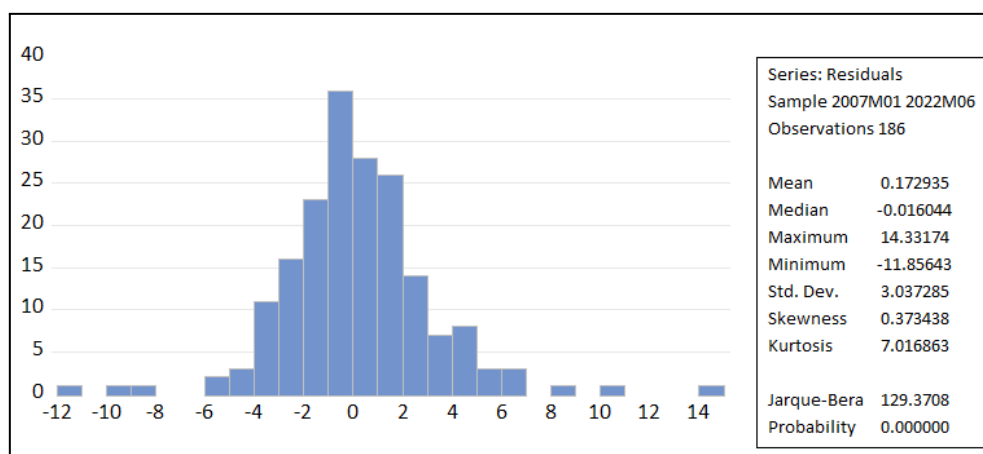
Fonte: Elaboração Própria

Gráfico 31 - Correlograma dos Resíduos ARMA(1,1) somado ao preço do Ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 32 - Distribuição dos Resíduos ARMA(1,1) somado ao preço do Ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Como é possível notar, os erros são ruído branco válida-se o uso do modelo e apesar do

Tabela 25 - Teste ADF do Modelo ARMA(1,1) somado ao preço do Ferro

Null Hypothesis: VALE has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=22)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-1.760458	0.7199
Test critical values:	1% level		-4.008706	
	5% level		-3.434433	
	10% level		-3.141157	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(VALE) Method: Least Squares Date: 10/13/22 Time: 11:41 Sample (adjusted): 2007M03 2022M06 Included observations: 184 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
VALE(-1)	-0.026101	0.014827	-1.760458	0.0800
D(VALE(-1))	0.307535	0.073874	4.162983	0.0000
C	0.165737	0.504860	0.328283	0.7431
@TREND("2007M01")	0.009293	0.005600	1.659383	0.0988
R-squared	0.100505	Mean dependent var		0.315272
Adjusted R-squared	0.085513	S.D. dependent var		3.360124
S.E. of regression	3.213247	Akaike info criterion		5.193940
Sum squared resid	1858.492	Schwarz criterion		5.263830
Log likelihood	-473.8425	Hannan-Quinn criter.		5.222267
F-statistic	6.704087	Durbin-Watson stat		2.015759
Prob(F-statistic)	0.000258			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Observa-se, no entanto, que o modelo apresenta raiz unitária para o preço da vale, portanto, devemos realizar a primeira diferença do preço da vale para usar esse modelo, consequentemente, devemos realizar a primeira diferença do preço do ferro. Nessa perspectiva, realiza-se a regressão da 1a diferença das variáveis somada ao ARMA(1,1) da diferença do preço da vale.

Tabela 26 - Modelo ARMA(1,1) da Primeira Diferença da VALE3 somado à diferença do Ferro

Dependent Variable: DIF_VALE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/13/22 Time: 11:46				
Sample: 2007M02 2022M06				
Included observations: 185				
Convergence achieved after 18 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.278674	0.266084	1.047313	0.2964
DIF_FERRO	0.103308	0.021018	4.915306	0.0000
AR(1)	0.409876	0.498790	0.821741	0.4123
MA(1)	-0.325489	0.539143	-0.603716	0.5468
SIGMASQ	9.133877	0.564224	16.18840	0.0000
R-squared	0.182167	Mean dependent var		0.315514
Adjusted R-squared	0.163993	S.D. dependent var		3.350983
S.E. of regression	3.063918	Akaike info criterion		5.103973
Sum squared resid	1689.767	Schwarz criterion		5.191009
Log likelihood	-467.1175	Hannan-Quinn criter.		5.139247
F-statistic	10.02346	Durbin-Watson stat		1.979402
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	.41			
Inverted MA Roots	.33			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

No entanto ao realizar esse modelo temos o p-valor do MA e AR como irrelevantes, portanto, esse modelo estaria errado.

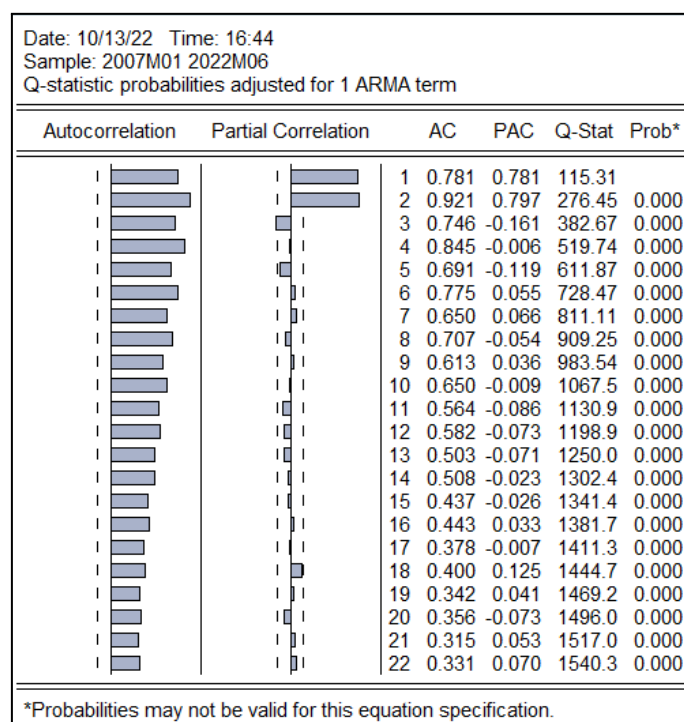
Por conseguinte, voltamos ao modelo proposto na alternativa I, que é o preço da vale sendo igual ao preço do minério de ferro corrente somado ao MA(1). Complementando a análise de resíduos realizada na I, temos:

Tabela 27 - Modelo MA(1) somado ao preço do Ferro

Dependent Variable: VALE				
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)				
Date: 10/13/22 Time: 11:53				
Sample: 2007M01 2022M06				
Included observations: 186				
Convergence achieved after 9 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.77451	4.586123	2.567421	0.0110
FERRO	0.182937	0.029579	6.184718	0.0000
MA(1)	0.903358	0.040984	22.04174	0.0000
SIGMASQ	104.8215	12.11020	8.655635	0.0000
R-squared	0.750281	Mean dependent var	32.08097	
Adjusted R-squared	0.746165	S.D. dependent var	20.54331	
S.E. of regression	10.35013	Akaike info criterion	7.542249	
Sum squared resid	19496.80	Schwarz criterion	7.611620	
Log likelihood	-697.4292	Hannan-Quinn criter.	7.570361	
F-statistic	182.2735	Durbin-Watson stat	0.427349	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted MA Roots	-.90			

Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Gráfico 33 - Correlograma dos Resíduos do MA(1) somado ao preço do Ferro



Fonte: Elaboração Própria, 2022.

Como os resíduos do modelo tem memória devido ao p-valor do teste Ljung Box ser próximo de zero nota-se que o erro não é ruído branco, por conseguinte, devemos descartar esse modelo devido a não aderência do modelo aos pressupostos básicos econométricos necessários para a validação do mesmo. Nesse sentido, **não podemos modelar a série** com precisão, o melhor seria considerá-la um passeio aleatório e não estimar os regressores.

o)

Como foi proposto na alternativa “n”, o modelo para o preço da ação da Vale depende dos choques aleatórios e preço do minério de ferro, ademais o aumento de 1 unidade monetária resulta, em média, tudo mais constante, em um aumento no preço da Vale de 0,182937 unidades monetárias no preço da ação da Vale. Dessa forma, o fator mais relevante para recomendar a trajetória da ação da Vale é projetar o preço futuro do minério de ferro. Nesse sentido, para fazer determinada afirmação como é possível notar pelo fato de 80% das importações mundiais de ferro serem realizadas pela China, precisamos determinar a projeção de crescimento do setor imobiliário chinês e esse vem apresentando diversos problemas. A perspectiva na qual o setor imobiliário chinês se encontra é precária pois devido ao excesso de endividamento das empresas imobiliárias, Xi Jinping, o presidente da China, passou a temer o crescimento descontrolado da dívida das construtoras e o surgimento de uma bolha imobiliária que poderia destruir a economia.

Por isso, em 2020 ele lançou uma política que ficou conhecida como “as três linhas vermelhas” impondo um valor máximo que 3 métricas de endividamento poderiam chegar sendo eles: ativo por passivo, dívida líquida e dívida de curto prazo. Esses fatores estão provocando uma desaceleração do setor imobiliário chinês que passa por uma crise. Além disso, por muito tempo a migração da população rural para o meio urbano foi um dos principais motores do boom na demanda imobiliária chinesa, mas agora isso está terminando, a maior parte da migração já ficou no passado e o setor de construção que corresponde por cerca de 20% do PIB chinês e foi peça chave no seu milagre econômico está desacelerando. Por conseguinte, uma desaceleração no crescimento imobiliário chinês reduz drasticamente a demanda por minério de ferro, por isso, a tendência é uma queda dessa commodity no curto prazo, além de uma alta volatilidade de difícil previsão, pois não se sabe se a demanda chinesa será preenchida pelo crescimento da Índia que demandará obras de infraestrutura, como um cenário de repetição da performance econômica chinesa na Índia é difícil de ser repetida não podemos supor um crescimento do preço do ferro para o médio prazo, por isso,

não se recomenda a compra da vale para o médio/longo prazo devido a previsão para o preço do minério de ferro.

Como não é possível estimar a série, não podemos propor um preço ótimo para vale, ou seja, um valuation, no entanto, como sabe-se que o preço da vale depende do preço do minério de ferro recomenda-se não comprar com base na previsão de queda do mesmo.