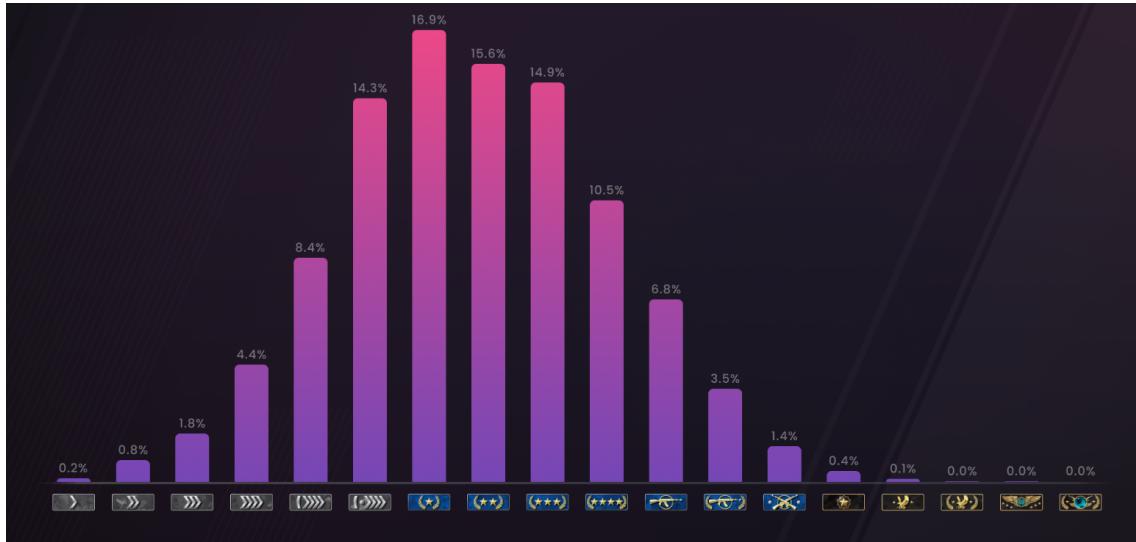


INFORME TÉCNICO

Modelización Estatística do Rendimento en Valorant

Análise do rendemento competitivo mediante modelos de regresión, ANOVA e ANCOVA



Autor:
Antón Seijo Barrio

Fecha:
Novembro, 2025
Análise realizada en R

margin=2.5cm

Abstract

In this work, the performance of players in a Valorant tournament is analyzed using multiple regression, ANOVA, and ANCOVA to determine whether a fan-made Tier list is statistically valid. In other words, the goal is to see whether the Tier in which a character is placed has its own effect on that character's performance in the match.

Resumo

Neste documento analízase o rendemento de xogadores dun torneo de Valorant mediante modelos de regresión múltiple, ANOVA e ANCOVA, co obxectivo de determinar se un *Tier list* establecida polos fans é, desde un punto de vista estatístico, correcta. É dicir, búscase ver se o *Tier* no que está un personaxe ten un efecto propio sobre o seu rendemento na partida.

Índice

Índice	2
1. Introdución e obxectivos	3
2. Modelos estudiados, interpretación dos resultados, validación e diag-	
nose	3
2.1. Metodoloxía	3
2.2. Modelo de regresión múltiple	4
2.3. Diagnose do modelo	4
2.4. Modelo con termo cuadrático	7
3. Análise de varianza e da covarianza	8
3.1. Modelo ANOVA	8
3.2. Modelo ANCOVA	9
3.2.1. Aplicación ao noso estudo	10
3.2.2. Comprobación da interacción covariable–Tier	11
4. Conclusións	11
Anexo A	12
Anexo B: Tier list	13
Referencias	14

1. Introdución e obxectivos

Valorant é un dos videoxogos de disparos táctico 5 vs. 5 máis xogados nos últimos anos. Cada xogador ten diferentes axentes cós que xogar con habilidades e características diferentes aos demais, pero isto non significa que estes personaxes non son necesariamente igual de útiles ou efectivos. O obxectivo do estudo é contrastar a veracidade do *Tier List*¹ que se mostra no Anexo B1.

Empregouse un conxunto de datos dun torneo oficial disputado en 2025, que inclúe métricas individuais para cada partida. Teranse en consideración as variables *Rating*, *Kills per Round* (KPR), *Deaths per Round* (DPR), e % *Headshot* para o estudo. Búscase comprobar se esta clasificación correspón dese co rendemento real observado nas partidas.

O *rating* é o indicador de rendemento global que estudaremos, calculado a partir dunha combinación complexa do resto de parámetros e doutros máis. No conxunto de datos orixinal temos unha maior cantidade de variables, pero só foron estas seleccionadas por seren as variables que máis directamente describen o rendemento individual.

2. Modelos estudiados, interpretación dos resultados, validación e diagnose

2.1. Metodoloxía

Axustarase un modelo de regresión múltiple co obxectivo de analizar como inflúen as variables explicativas no rendemento. Estudaranse aspectos fundamentais da regresión, como a posible colinearidade entre as variables explicativas, a presenza de observacións atípicas ou influíntes e o cumprimento das hipóteses básicas do modelo: normalidade, homocedasticidade e linearidade.

Non se buscará a validación da hipótese de independencia dado que as partidas do torneo non presentan estrutura temporal e son independentes entre elas. E ademais revisarase despois se este modelo linear é adecuado ou se será necesario introducir termos adicionais, como interaccións ou relacións non lineais.

Por último, realizarase unha análise anova e ancova para determinar se existen diferenzas significativas entre os distintos tiers da lista para contrastar se realmente os axentes dun tier máis alto son más eficientes que os doutro máis baixo nas partidas reais.

¹Un *Tier List* é unha táboa onde se agrupan os elementos desta por bloques, que denotan como de útiles ou efectivos. Neste caso, os personaxes de *Tier S* son aqueles que outorgan unha maior vantaxe mentres que os de *Tier C* son os que menos.

2.2. Modelo de regresión múltiple

Para analizar como distintos factores explican o rendemento dos axentes, emprérase un modelo de regresión múltiple no que o *Rating* actúa como variable resposta. O modelo multilinear axústase facendo unha combinación linear das variables explicativas como segue:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \varepsilon_i,$$

con $i = 1, \dots, n$; sendo n o número total de observacións. Onde

- Y_i representa o *rating* do axente na partida i .
- X_{1i} e X_{2i} son, respectivamente, o número de *kills* e de *deaths* por ronda da partida e X_{3i} é a porcentaxe de *headshots* dos disparos.
- ε_i é o erro, a diferenza entre o valor observado e a súa predición polo axuste. Supонse que $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n \in \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.
- Os parámetros que acompañan ás variables son $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ e β_0 é o intercepto.

Denotando por Y o vector de respuestas, X a matriz de deseño e β o vector de coeficientes, o modelo pode escribirse en forma matricial da seguinte forma:

$$Y = X\beta + \varepsilon.$$

E obtense que o estimador de mínimos cadrados ordinarios para o vector de parámetros vén dado por:

$$\hat{\beta} = (X^\top X)^{-1} X^\top Y.$$

Aplicando esta expresión aos datos e realizando o axuste do modelo (véxase no script), obtívérónse as estimacións dos coeficientes, quedando así o seguinte modelo para os nosos datos:

$$\hat{Y}_i = 0,89024 + 1,07509 X_{1i} - 0,94833 X_{2i} + 0,00027 X_{3i}.$$

Pódese ver na Figura 1 que os valores do *Rating* observados e os axustados non difiren moito, agrupándose sobre unha recta o que suxire que o modelo asemella ser linear, iso é o que comprobaremos na seguinte sección ademais das hipóteses básicas que debe cumplir un modelo linear.

2.3. Diagnose do modelo

A diagnose do modelo ten como obxectivo comprobar se as variables explicativas están ben escollidas, se existen observacións que distorsionen o axuste e se

as hipóteses básicas da regresión linear cúmprense. Para iso séguense os seguintes bloques:

1. Colinearidade entre as variables explicativas

Para revisar a colinearidade, calculouse a matriz de correlacións entre KPR, DPR e HsPerc (véxase no script). As correlacións obtidas foron baixas e non indican relacións fortes entre as variables, polo que non aparece ningún problema de colinearidade. Isto é positivo, pois significa que cada variable aporta información distinta ao modelo.

2. Apalancamentos, datos atípicos e puntos influíntes

Para identificar observacións potencialmente problemáticas revisáronse tres medidas:

a) Apalancamientos (leverage). Calculáronse os valores da diagonal h_{ii} da matriz \hat{H} definida por:

$$H = X(X^\top X)^{-1}X^\top$$

Os apalancamentos son os valores h_{ii} tales que verifican o criterio $h_{ii} > 2p/n$, sendo $p = \text{rango}(H)$. Estes puntos con apalancamento alto (véxanse no script) teñen maior peso no axuste do modelo.

b) Observacións atípicas (outliers). Usáronse os residuos estandarizados

$$r_i = \frac{\hat{\varepsilon}_i}{\hat{\sigma}\sqrt{1-h_{ii}}}$$

para detectar valores con $|r_i| > 2$, sendo $\hat{\varepsilon}_i$ os residuos brutos definidos por $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i$ e $\hat{\sigma}$ o estimador da varianza dos errores, definido como

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n-p}, \text{ sendo } RSS = \hat{\varepsilon}^\top \hat{\varepsilon} = \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2.$$

c) Distancia de Cook. A distancia de Cook de cada dato obtéñese coa seguinte fórmula:

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^n (\hat{Y}_j - \hat{Y}_{j(i)})^2}{p \hat{\sigma}^2} = \frac{1}{p} r_i^2 \frac{h_{ii}}{1-h_{ii}}.$$

sendo $\hat{Y}_{j(i)}$ os axustes con todos os datos agás o dato i-ésimo. Os datos que teñan $D_i > 0,5$ son observacións excesivamente influentes que convén eliminar. No noso caso ningún dato supera ese umbral polo que non hai puntos que borrar.

Co obxectivo de obter un modelo que represente o comportamento típico dun xogador medio, eliminouse do conxunto de datos aquelas observacións atípicas. Ditas observacións corresponden a xogadores sorprendentemente bos ou excepcionalmente malos, cuxo rendemento non depende de maneira realista do axente empregado.

Por outro lado, ao eliminar estes datos atípicos, consíguese unha leve mellora do modelo axustado, véndose aumentada a significación da variable X_3 ($\% \text{ Headshot}$).

3. Validación do modelo

Unha vez estudiados e eliminados os puntos problemáticos, avaliamos se o modelo cumpre as hipóteses fundamentais de normalidade, homocedasticidade e linearidade. Cada hipótese contrástase cun test estatístico concreto (ou varios).

a) Normalidade dos errores Empregouse o test de Shapiro–Wilk.

$$H_0 : \text{Os errores seguen unha distribución normal} \quad H_a : \text{Os errores non son normais}$$

$$\text{Shapiro-Wilk: } p\text{-valor} = 4.998e-13 < 0.05$$

O p-valor é pequeno, logo recházase a hipótese nula. Isto é debido á gran cantidade de datos que presenta o modelo. Aínda así, pódese afirmar que hai normalidade aproximada vendo a distribución dos residuos estandarizados no QQ-plot, véxase a Figura 2.

b) Homocedasticidade Usáronse dúas probas: o test de Breusch–Pagan e o test de Harrison–McCabe.

$$H_0 : \text{O modelo é homocedástico} \quad H_a : \text{O modelo é heterocedástico}$$

$$\text{Breusch-Pagan: } p\text{-valor} = 0.1117 > 0.05$$

$$\text{Harrison-McCabe: } p\text{-valor} = 0.3 > 0.05$$

Polo tanto, non hai evidencias estadísticas para rechazar a hipótese nula e tense que o modelo é homocedástico.

c) Linearidade Probáronse distintos métodos: o test de Ramsey (RESET), o test de Harvey–Collier e o `sm.regression`, este ultimo é máis xeral.

$$H_0 : \text{O modelo é linear} \quad H_a : \text{O modelo non é linear}$$

$$\text{RESET: } p\text{-valor} = 0.006134 < 0.05$$

$$\text{Harvey-Collier: } p\text{-valor} = 0.002182 < 0.05$$

Sm.regression: 0,035 < 0,05

A hipótese nula é rexeitada en todos os casos polo que o modelo non sería linear.

A figura 3 obtida polo *sm.regression* mostra unha franxa azul que representa o comportamento real (non paramétrico) dos datos e tamén a recta de prediccións dos nosos datos.

Plantéase se o problema da falta de linearidade pode vir dada polos valores da cola, en particular, da cola inferior. Vemos que a recta do noso modelo está por debaixo dessa rexión para os valores da cola. Isto pode corresponderse a que a diferenza do rating dunha persoa que tivo unha partida mala fronte alguén que tivo unha moi mala é pequeno (ambos cercanos a 0).

A continuación, quitaranse as observacións da cola inferior, aproximadamente aqueles cuxo *rating* é inferior a 0,5. Eliminando estes datos e ao facer novamente o *sm.regression* (véxase no script), o p-valor obtido é moitísimo maior, $p = 0,733$ fronte ao $p = 0,035$ anterior, de forma que o problema da non linearidade si estaba nos valores da cola. A pesar de que o modelo mellora notablemente sen esos datos, deixaranse xa que son valores reais do estudo e non é adecuado eliminarlos.

2.4. Modelo con termo cuadrático

Introdúcese o seguinte modelo ampliado, que incorpora un termo polinómico dunha das variables explicativas, para intentar axustar os datos segundo un modelo linear sen ter que quitar os datos da cola:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{1i}^2 + \varepsilon_i,$$

onde:

- X_{1i}^2 é o termo cadrático que permite modelar relacións non lineais con KPR. A relación entre o *rating* con X_{1i} non era completamente linear, presentaba unha lixeira curvatura na parte de *rating* alto e baixo.

O modelo axustado:

$$\widehat{Y}_i = 0,8840151 + 1,1255195 X_{1i} - 0,9615045 X_{2i} + 0,0002564 X_{3i} - 0,0372563 X_{1i}^2.$$

O p-valor obtido usando de novo o *sm.regression* é $p = 0,072$, este valor é moi alto e podemos afirmar que non se teñen evidencias para rexeitar a hipótese nula H_0 : O modelo é linear.

3. Análise de varianza e da covarianza

Antes de introducir os modelos ANOVA e ANCOVA, comentar que se seguirá a formulación teórica presentada na seguinte referencia [1], onde se desenvolven estes modelos con maior detalle. En base nesa formulación, nesta sección analizamos se existen diferenzas significativas nas principais métricas de rendemento entre *Tiers* e, posteriormente, se o efecto do *Tier* permanece unha vez axustado polo impacto doutras variables explicativas.

3.1. Modelo ANOVA

Nesta sección queremos avaliar se variables como o KPR, o DPR, o %HS ou mesmo o *Rating* presentan cambios significativos entre grupos. O modelo ANOVA empregarase para comprobar se existen esas ditas diferenzas nas medias das principais métricas de rendemento entre os distintos *Tiers*. Este contraste inicial resulta fundamental para identificar cales aspectos do xogo varían realmente entre *Tiers* e para establecer unha base sólida sobre a que aplicar posteriormente o ANCOVA, onde se analizará se o efecto do *Tier* mantense unha vez axustadas as covariables continuas.

Para cada variable resposta Y_{ij} (*Rating*, KPR, DPR, %HS) e individuo j do *Tier* i con $i=1, \dots, 4$, axustamos un modelo de ANOVA unifactorial

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2), \quad (1)$$

onde μ é a media global e α_i recolle o efecto do *Tier* i que toma os valores.

As medias locais e global defínense como

$$\bar{Y}_{i\cdot} = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij}, \quad \bar{Y}_{..} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij}, \quad \text{onde} \quad n = \sum_{i=1}^I n_i$$

Os estimadores para os parámetros son

$$\hat{\mu} = \bar{Y}_{..}, \quad \hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{..}$$

O estimador insesgado da varianza do erro é

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n - I} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot})^2.$$

A hipótese de igualdade de medias

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_I$$

contrástase mediante o test F estándar de ANOVA, empregando a táboa de análise de varianza correspondente.

Antes de axustar os modelos comprobouse, se en cada *Tier* hai normalidade dos residuos. O test de Shapiro-Wilk foi rexeitado, non obstante fixérонse QQ-plots por tiers (véxase no script) dos 4 modelos ANOVA distintos, un para cada variable tomada como resposta, Rating, KPR, DPR, %HS. Obsérvase normalidade aproximada en todos os tiers e en todos os modelos.

Ademais, para cada variable realizouse unha detección de valores atípicos a partir dos *boxplots* e elimináronse esas observacións para a análise de ANOVA pois poden facer que a varianza sexa menos estable e aplicar o test F vólvese menos fiable. Os resultados obtidos son os seguintes:

- Non se atoparon diferenzas significativas de *Rating* e de %HS entre *Tiers*
- Sí se atoparon diferenzas significativas de KPR e de DPR entre *Tiers*

En particular, usouse o test de Tukey (omitiranse os detalles) que permite facer as comparacións das medias entre os *Tiers* 2 a 2, e observouse que as únicas diferenzas observadas no KPR e no DPR eran dadas polo *Tier C*, pois estes presentaban un estilo de xogo moito máis agresivo e tiñan un maior valor promedio en estes dous parámetros ca o resto de grupos.

Unha vez observadas as diferenzas das métricas entre *Tiers*, xorde de maneira natural a pregunta de se esa variabilidade se debe realmente ao propio *Tier* ou, pola contra, é consecuencia doutros factores continuos asociados ao rendemento, como o KPR, o DPR ou o %HS. É dicir,

3.2. Modelo ANCOVA

O propósito do ANCOVA é determinar se o *Tier* posúe un efecto propio sobre o *Rating* unha vez descontada a variabilidade explicada polas covariables continuas asociadas ao rendemento. Teóricamente, para un individuo j pertencente ao grupo i , con $i=1,\dots,4$, formúlase o modelo sen interacción

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \gamma z_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2), \quad (2)$$

onde μ é a media global, α_i o efecto do grupo (*Tier*) e γ o coeficiente ou pendente da covariable continua z_{ij} .

Estimadores dos parámetros (modelo sen interacción). A pendente γ estímanse mediante

$$\hat{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_{i\cdot})(z_{ij} - \bar{z}_{i\cdot})}{\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (z_{ij} - \bar{z}_{i\cdot})^2}. \quad (3)$$

Os estimadores para a media global e os efectos do grupo son

$$\hat{\mu} = \bar{Y}_{..} - \hat{\gamma} \bar{z}_{..}, \quad \hat{\alpha}_i = \bar{Y}_{i\cdot} - \bar{Y}_{..} - \hat{\gamma} (\bar{z}_{i\cdot} - \bar{z}_{..}). \quad (4)$$

A suma residual de cadrados é:

$$RSS = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \hat{\mu} - \hat{\alpha}_i - \hat{\gamma} z_{ij})^2. \quad (5)$$

E polo tanto o estimador insesgado da varianza do erro é

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n - I - 1}, \quad (6)$$

3.2.1. Aplicación ao noso estudo

Tomando o *Rating* como resposta e empregando como covariables continuas

$$x_{1,ij} = \text{KPR}, \quad x_{2,ij} = \text{DPR}, \quad x_{3,ij} = \% \text{HS}, \quad x_{4,ij} = \text{KPR}^2,$$

axustouse primeiro un modelo múltiple sen o *Tier*:

$$Y_{ij} = \mu + \beta_1 x_{1,ij} + \beta_2 x_{2,ij} + \beta_3 x_{3,ij} + \beta_4 x_{4,ij} + \varepsilon_{ij}. \quad (7)$$

A continuación incorporouse o efecto do *Tier*, obtendo o modelo ANCOVA completo

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_1 x_{1,ij} + \beta_2 x_{2,ij} + \beta_3 x_{3,ij} + \beta_4 x_{4,ij} + \varepsilon_{ij}. \quad (8)$$

A comparación entre os modelos reducidos e completos mostrou que o *Tier* é significativo: existen diferenzas nas medias axustadas do Rating mesmo despois de controlar por KPR, DPR, %HS e KPR². Isto contrasta co ANOVA previo, onde non se observaran diferenzas brutas no Rating entre Tiers, indicando que o efecto do *Tier* queda “oculto” ata axustar polas covariables.

Do mesmo modo analizáronse modelos más simples:

- Se só se axusta por KPR e DPR, o *Tier* segue sendo significativo, polo que

estas dúas covariables non explican completamente as diferenzas de Rating entre grupos.

- Se se axusta unicamente polo %HS, o Tier non resulta significativo, coherente co feito de que esta covariable non explicaba tanto a variabilidade no Rating.

3.2.2. Comprobación da interacción covariable–Tier

Para verificar se as pendentes das covariables son iguais en todos os Tiers, considerouse o modelo con interacción:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \gamma z_{ij} + \delta_i z_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (9)$$

onde δ_i representa o cambio da pendente no grupo i .

As probas realizadas en R (véxase no script) permitiron concluír:

- Non existe interacción para KPR nin para %HS: a relación destas covariables co Rating é común en todos os Tiers, polo que o modelo ANCOVA clásico (rectas paralelas) é válido.
- Sí aparece interacción para DPR: o efecto das mortes sobre o Rating non é o mesmo en todos os Tiers e debe interpretarse tendo isto en conta.

En resumo, o ANCOVA mostra que o Tier posúe un efecto propio sobre o Rating axustado, e que as covariables inflúen de forma maioritariamente homoxénea, agás no caso de DPR, onde a pendente varía segundo o Tier.

4. Conclusóns

Á vista dos datos estudiados do torneo non se obteñen probas significativas para dicir que os axentes de *Tiers* máis altos obteñen mellor rendemento que os de *Tiers* máis baixos e menos áinda segundo a orde da lista. Aínda así, como se explicou no ANOVA, hai diferenzas cos axentes do *Tier C* e os axentes das demais *Tiers* en KPR e DPR o que os fai xogadores máis agresivos pero con máis mortes e polo tanto peor rendemento. Quizais por este motivo no axuste do ANCOVA só por estas dúas variables, o Tier resulta significativo para explicar o Rating e ademais prodúcese unha interacción para DPR cos *Tiers*. Poderá haber algunha discrepancia do *Tier C* cos demais, pero como conclusión, o *Tierlist* feito polos fans, segundo os nosos datos, non é correcto.

Anexo A: Gráficas

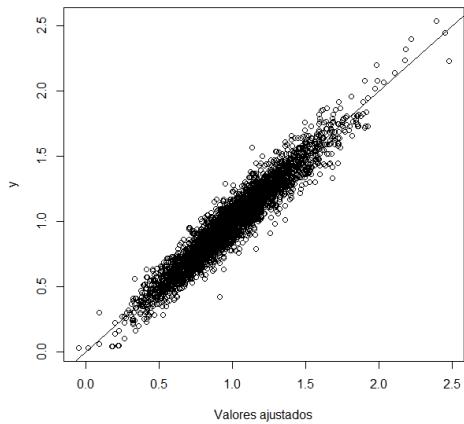


Figura 1: Predicciones frente observados no modelo múltiple axustado

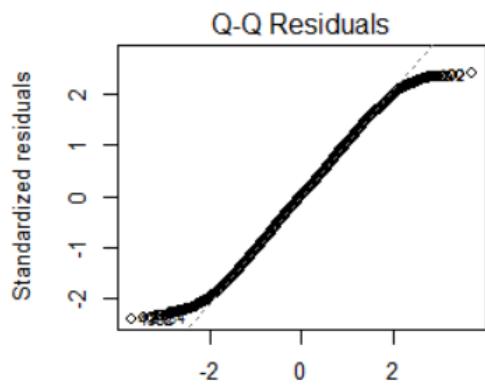


Figura 2: QQ-plot

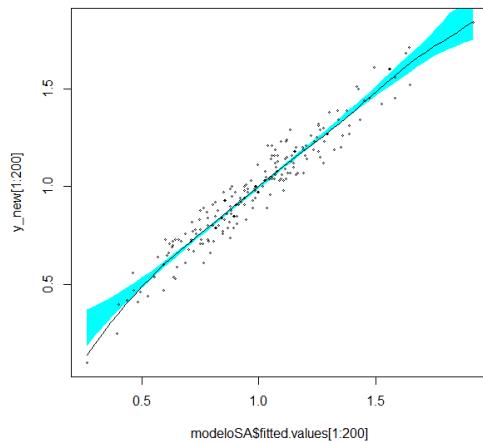


Figura 3: Regresión non paramétrica

Anexo B: Tier list

Cuadro 1: Distribución dos axentes por niveis

Tier S	Sova, Cypher, Tejo, Jett, Clove
Tier A	Astra, Omen, Vyse, Raze, Sage, Gekko
Tier B	Fade, Viper, Yoru, Breach, Killjoy, Brimstone
Tier C	Neon, Chamber, Harbor, Deadlock, Skye

Referencias

- [1] Crujeiras, R. M., & Febrero, M. (2025). *Modelos de regresión e análise multivariante*. Universidade de Santiago de Compostela.