



**UNIVERSIDAD CATÓLICA
DE SANTIAGO DE GUAYAQUIL
FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
CARRERA DE MEDICINA**

TEMA:

Validez pronóstica de la escala MESSI-AHF para la predicción de mortalidad a 30 días en pacientes con insuficiencia cardíaca aguda del Hospital General Guasmo Sur, 2022–2026.

AUTOR:

Jiménez Chu Kai Mateo

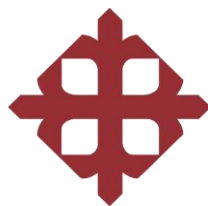
**Trabajo de titulación previo a la obtención del título de
MÉDICO**

TUTOR:

Dr. Molina Santos Luis Fernando

Guayaquil, Ecuador

20 de agosto del 2026



UNIVERSIDAD CATÓLICA
DE SANTIAGO DE GUAYAQUIL
FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
CARRERA DE MEDICINA

CERTIFICACIÓN

Certificamos que el presente trabajo de titulación fue realizado en su totalidad por **Jiménez Chu Kai Mateo**, como requerimiento para la obtención del título de **Médico**.

TUTOR

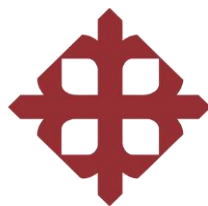
Dr. Molina Santos Luis Fernando

DIRECTOR DE LA CARRERA

f. _____

Dr. Juan Luis Aguirre Martínez, Mgs

Guayaquil, 20 de agosto del 2026



UNIVERSIDAD CATÓLICA
DE SANTIAGO DE GUAYAQUIL
FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
CARRERA DE MEDICINA

DECLARACIÓN DE RESPONSABILIDAD

Yo, Jiménez Chu Kai Mateo

Declaro que el presente trabajo de titulación, **Validez pronóstica de la escala MEESSI-AHF para la predicción de mortalidad a 30 días en pacientes con insuficiencia cardíaca aguda del Hospital General Guasmo Sur, 2022–2026**, previo a la obtención del título de Médico, ha sido desarrollado respetando derechos intelectuales de terceros conforme las citas que constan en el documento, cuyas fuentes se incorporan en las referencias. En virtud de esta declaración, me responsabilizo del contenido, veracidad y alcance científico del trabajo.

Guayaquil, 20 de agosto del 2026

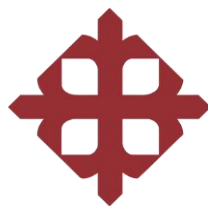
EL AUTOR:



Validar únicamente en FirmaEC.
Firmado electrónicamente por:
KAI MATEO JIMÉNEZ CHU

f. _____

Jiménez Chu Kai Mateo



UNIVERSIDAD CATÓLICA
DE SANTIAGO DE GUAYAQUIL
FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
CARRERA DE MEDICINA

AUTORIZACIÓN

Yo, Jiménez Chu Kai Mateo

Autorizo a la Universidad Católica de Santiago de Guayaquil la publicación, en la biblioteca institucional, del trabajo de titulación **Validez pronóstica de la escala MEESSI-AHF para la predicción de mortalidad a 30 días en pacientes con insuficiencia cardíaca aguda del Hospital General Guasmo Sur, 2022–2026**, cuyo contenido, ideas y criterios son de mi exclusiva responsabilidad y total autoría.

Guayaquil, 20 de agosto del 2026

EL AUTOR:

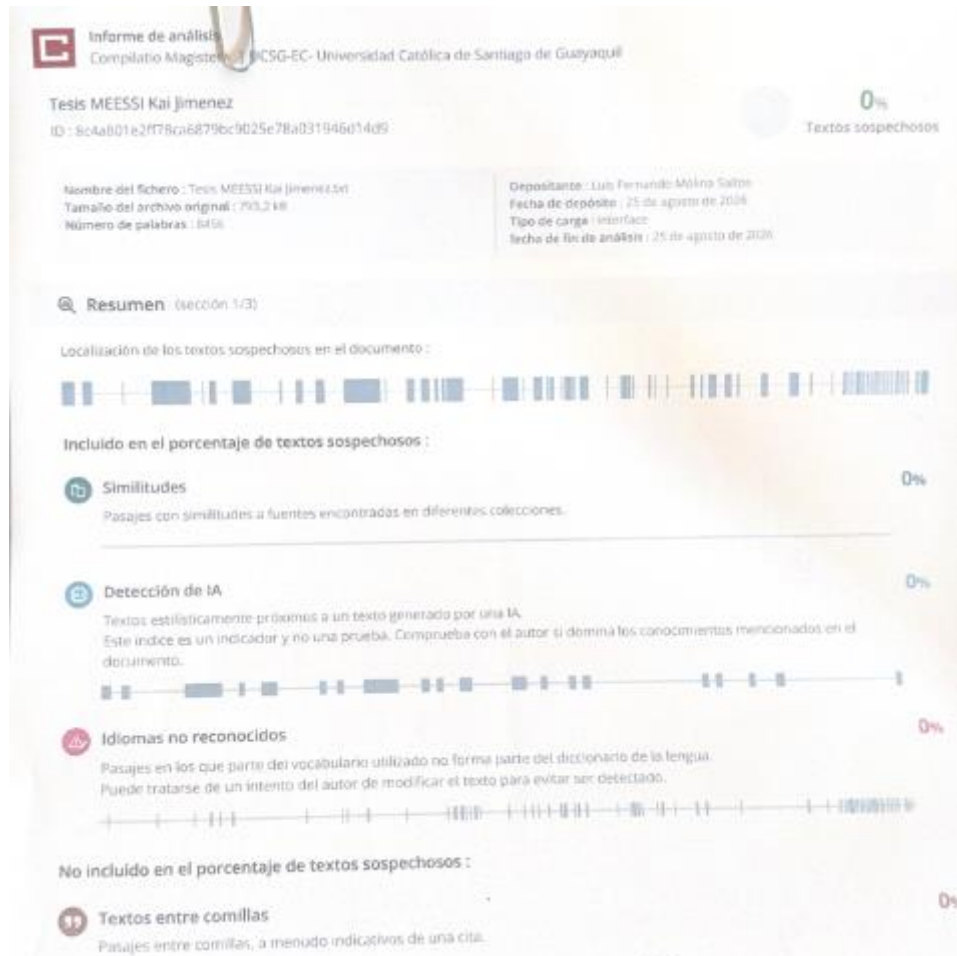


Validar únicamente en **FirmaEC**.
Firmado electrónicamente por:
KAI NATSOUJIMENEZ CHU

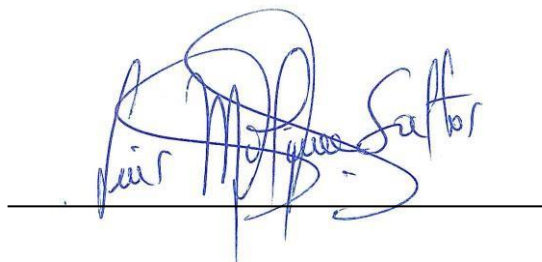
f. _____

Jiménez Chu Kai Mateo

REPORTE DE COMPILATIO



TUTOR



Dr. Molina Santos Luis Fernando

AGRADECIMIENTO

Agradezco en primer lugar a Dios por guiar mis pasos a lo largo de este proceso de formación médica. Reconozco con profundo respeto a los profesionales y docentes que compartieron su conocimiento y cuyos consejos orientaron mi ejercicio profesional. Mi gratitud también para el Hospital IESS Milagro y el Hospital General Guasmo Sur, así como para todo su personal sanitario y administrativo; la convivencia y el aprendizaje junto a su equipo humano dejan una huella imborrable en mi ejercicio profesional.

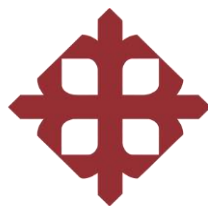
DEDICATORIA

A mi familia, por ser el pilar incondicional en cada etapa de mi aprendizaje. Me sostuvieron cuando mi cuerpo no quería seguir avanzando y, con su fe inquebrantable, me enseñaron a nunca dejar de creer en mis capacidades, pero, sobre todo, a no rendirme a pesar de cualquier dificultad.

A mi pareja, por acompañarme y sostenerme en los momentos en que me quebraba en silencio. Cuando los obstáculos emergieron en esta última etapa de mi carrera, supo transmutar cada adversidad en una oportunidad de aprendizaje y en el impulso necesario para encontrar la mejor versión de mí.

A mis amigos, por su apoyo incondicional a lo largo de toda la carrera.

Aunque por razones ajenas a lo académico me correspondió tomar un camino más extenso en el tramo final, la distancia física y el tiempo jamás enfriaron el afecto ni la gratitud que guardo por ustedes en el corazón.



**UNIVERSIDAD CATÓLICA
DE SANTIAGO DE GUAYAQUIL
FACULTAD DE CIENCIAS DE LA SALUD
CARRERA DE MEDICINA**

TRIBUNAL DE SUSTENTACIÓN

[NOMBRE DEL DECANO/A O DELEGADO/A]

DECANO/A O DELEGADO/A

[NOMBRE DEL COORDINADOR/A DE TITULACIÓN]
COORDINADOR/A DEL ÁREA O DOCENTE DE LA CARRERA

[NOMBRE DEL Oponente]

OPONENTE

ÍNDICE

RESUMEN	XIII
CAPÍTULO I. INTRODUCCIÓN	2
Planteamiento del problema.....	3
Objetivos.....	4
Hipótesis	4
Justificación	4
CAPÍTULO II. MARCO TEÓRICO	6
Concepto contemporáneo de insuficiencia cardíaca	6
Epidemiología y carga de enfermedad	6
Etiología, fisiopatología y descompensación	7
Clasificación clínica y funcional.....	7
Evaluación diagnóstica en el episodio agudo.....	8
Predicción clínica, discriminación y calibración	8
Desarrollo y evidencia de MEESI-AHF	9
Ecuación original del modelo completo.....	9
CAPÍTULO III. MATERIALES Y MÉTODOS	11
Diseño del estudio.....	11
Lugar y periodo.....	11
Población y unidad de análisis	11
Criterios de selección.....	12
Variables y fuentes de información.....	12
Recolección, depuración y control de calidad	13
Cálculo del puntaje	14
Análisis estadístico	14
Precisión y datos faltantes.....	15
Consideraciones éticas	15
Sesgos y estrategias de control	15
CAPÍTULO IV. RESULTADOS	16
Selección y seguimiento	16
Características de la cohorte	17
Mortalidad por año.....	17
Distribución del puntaje y categorías.....	18
Discriminación.....	18
Calibración.....	19

Rendimiento de puntos de corte.....	20
Síntesis por objetivos	21
CAPÍTULO V. DISCUSIÓN	22
Hallazgos principales.....	22
Comparación con estudios previos	22
Interpretación clínica	23
Fortalezas.....	24
Limitaciones	24
Implicaciones y líneas futuras.....	25
CONCLUSIONES	26
RECOMENDACIONES	27
REFERENCIAS.....	28

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1 Clasificación contemporánea de la insuficiencia cardíaca según la fracción de eyección	8
Tabla 2 Variables y coeficientes del modelo MEESSEI-AHF completo	10
Tabla 3 Conformación de la cohorte de estudio	12
Tabla 4 Definición operativa de las variables MEESSEI-AHF	13
Tabla 5 Características basales según mortalidad a 30 días	17
Tabla 6 Mortalidad a 30 días por año de ingreso	17
Tabla 7 Mortalidad observada y riesgo predicho por categoría MEESSEI-AHF	18
Tabla 8 Indicadores de discriminación y calibración	20
Tabla 9 Rendimiento de puntos de corte clínicos	20
Tabla 10 Síntesis del cumplimiento de los objetivos específicos	21

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 Diagrama de selección de la cohorte	16
Figura 2 Mortalidad observada por categoría MEESSI-AHF	18
Figura 3 Curva ROC del modelo MEESSI-AHF para mortalidad a 30 días	19
Figura 4 Calibración del riesgo predicho frente a la mortalidad observada.....	20

RESUMEN

Introducción: La insuficiencia cardíaca aguda exige una estratificación temprana del riesgo. MEESSI-AHF estima la mortalidad por cualquier causa a 30 días mediante 13 variables disponibles al ingreso; sin embargo, su transportabilidad debe comprobarse antes de aplicarla en una población diferente. **Objetivo:** Validar externamente el desempeño pronóstico del modelo MEESSI-AHF en pacientes adultos hospitalizados en el Hospital General Guasmo Sur entre 2022 y 2026. **Materiales y métodos:** Cohorte retrospectiva de 467 pacientes únicos, representados por su primer episodio. Se reprodujo la ecuación original del modelo completo y se evaluaron discriminación, calibración, puntuación de Brier, categorías de riesgo y puntos de corte clínicos. **Resultados:** Se verificaron 50 fallecimientos a 30 días (10,7%; IC 95%: 8,2–13,8%). El área bajo la curva ROC fue 0,665 (IC 95%: 0,581–0,748). La mortalidad aumentó desde 7,8% en riesgo bajo hasta 33,3% en riesgo muy alto (p de tendencia <0,001), pero el riesgo medio predicho fue inferior al observado en los grupos bajo e intermedio. El intercepto de calibración fue 1,095 y la pendiente 0,469; la prueba de Hosmer–Lemeshow mostró falta de ajuste (p<0,001). La exclusión de 2022 produjo un AUC de 0,667. **Conclusiones:** MEESSI-AHF conservó un gradiente pronóstico, pero presentó discriminación modesta y subestimación sistemática del riesgo en esta cohorte. No debe utilizarse sin recalibración local como único criterio de decisión clínica.

Palabras clave: insuficiencia cardíaca aguda; MEESSI-AHF; mortalidad a 30 días; validación externa; discriminación; calibración; pronóstico.

ABSTRACT

Background: Acute heart failure requires early risk stratification. MEESSEI-AHF estimates 30-day all-cause mortality using 13 variables available at emergency department presentation; nevertheless, transportability should be tested before applying the model to a different population. **Objective:** To externally validate the prognostic performance of MEESSEI-AHF among adults hospitalized at Hospital General Guasmo Sur from 2022 to 2026. **Methods:** Retrospective cohort of 467 unique patients represented by their first recorded episode. The original complete-model equation was reproduced, and discrimination, calibration, Brier score, risk categories, and clinically relevant cutoffs were assessed. **Results:** Fifty deaths at 30 days were verified (10.7%; 95% CI: 8.2–13.8%). The area under the receiver operating characteristic curve was 0.665 (95% CI: 0.581–0.748). Mortality increased from 7.8% in the low-risk group to 33.3% in the very-high-risk group (trend $p < 0.001$), but mean predicted risk was lower than observed risk in the low- and intermediate-risk groups. Calibration-in-the-large was 1.095 and the calibration slope was 0.469; the Hosmer–Lemeshow test indicated lack of fit ($p < 0.001$). Excluding 2022 yielded an AUC of 0.667. **Conclusions:** MEESSEI-AHF preserved a prognostic gradient but showed modest discrimination and systematic underprediction in this cohort. It should not be used without local recalibration as the sole basis for clinical decisions.

Keywords: acute heart failure; MEESSEI-AHF; 30-day mortality; external validation; discrimination; calibration; prognosis.

CAPÍTULO I.

INTRODUCCIÓN

La insuficiencia cardíaca (IC) es un síndrome clínico que se manifiesta por la presencia de síntomas y signos de incapacidad del corazón para bombear sangre hacia la circulación o el desarrollo de síntomas y signos de congestión venosa por incremento de las presiones intracardíacas, debido a causas estructurales o funcionales. El diagnóstico debe sospecharse a partir de síntomas y/o signos clínicos, complementarse con biomarcadores y confirmarse con pruebas diagnósticas objetivas que demuestren la presencia de disfunción cardíaca. A pesar de los grandes avances terapéuticos en IC, esta sigue presentando una elevada tasa de descompensaciones agudas, hospitalizaciones reiteradas, incapacidad progresiva y alta mortalidad especialmente después de una descompensación aguda (1–3).

Las estimaciones poblacionales internacionales tienen un elevado grado de heterogeneidad por edad, método diagnóstico utilizado y sistema sanitario investigado. Una revisión sistemática actualizada referida a estudios poblacionales mostró que la letalidad al año reportada presenta una amplitud bastante amplia, con el variabilidad desde 4% hasta 45%, con unos valores medios aproximados de 33%; además, la carga cardiovascular global sigue aumentando en valor absoluto claramente por la expansión demográfica y el aumento poblacional (4,5). Al igual que en otras partes del mundo, en Ecuador la IC tiene una importante carga económica y clínica expresada en hospitalizaciones, años de vida ajustados por discapacidad e incluso costos indirectos importantes (6).

El episodio agudo requiere tomar decisiones rápidas respecto a nivel de vigilancia, necesidad de ingreso hospitalario e intensidad del tratamiento. La valoración clínica aislada puede ser susceptible a variaciones interobservador o introbservador entre distintos profesionales y no necesariamente contempla considerando explícitamente toda la información pronóstica disponible. Los modelos predictivos tienen como objetivo complementar —no sustituir— el juicio clínico basándose en estimaciones reproducibles del riesgo individual. Su uso necesita ser validado previamente demostrando que mantienen discriminación y calibración si varían el hospital donde se aplica, el espectro de gravedad analizado, las prácticas laborales e imagenológicas realizadas o la frecuencia del desenlace estudiado (7,8).

MEESSI-AHF (Multiple Estimation of risk based on the Emergency department Spanish Score In patients with Acute Heart Failure) fue desarrollado en servicios de urgencias españoles para predecir mortalidad por cualquier causa a 30 días. El modelo completo combina 13 variables: índice de Barthel, presión arterial sistólica, edad, clase funcional NYHA IV, potasio, NT-proBNP, troponina, signos de bajo gasto, frecuencia respiratoria, síndrome coronario agudo, saturación de oxígeno, creatinina e hipertrofia ventricular izquierda en el electrocardiograma. En la derivación y validación internas alcanzó estadísticos C de 0,836 y 0,828, respectivamente (9). Evaluaciones posteriores en España y Suiza confirmaron buena discriminación, aunque señalaron que la calibración podía requerir ajustes locales (10,11).

En el Hospital General Guasmo Sur no se disponía de una validación formal del modelo. Esta ausencia de evidencia local impide asumir que los riesgos publicados sean directamente transferibles a pacientes ecuatorianos. Por ello, el presente trabajo contrasta las predicciones de MEESSI-AHF con la mortalidad real a 30 días en una cohorte retrospectiva de pacientes adultos hospitalizados entre 2022 y 2026.

Planteamiento del problema

La IC aguda presenta una evolución heterogénea. Pacientes con síntomas similares pueden tener probabilidades muy distintas de deterioro o muerte, mientras que la disponibilidad de camas críticas y recursos de monitorización es limitada. Una herramienta pronóstica útil debería separar a los individuos de menor y mayor riesgo y, además, producir probabilidades cercanas a las observadas. Un AUC elevado sin calibración adecuada no garantiza estimaciones individuales confiables (12,13).

Las diferencias entre la cohorte española de origen y la población atendida en Guayaquil —edad, dependencia funcional, concentraciones de péptidos natriuréticos, comorbilidades, selección de pacientes y patrón de hospitalización— pueden modificar el rendimiento. Aplicar directamente el modelo sin validación podría clasificar de manera incorrecta a pacientes que requieren vigilancia o, en sentido contrario, sobreutilizar recursos. La pregunta de investigación fue: ¿cuál es el desempeño pronóstico de la escala MEESSI-AHF para predecir la mortalidad por cualquier causa a 30 días en pacientes adultos hospitalizados por IC aguda en el Hospital General Guasmo Sur entre 2022 y 2026?

Objetivos

Objetivo general

Validar externamente el desempeño pronóstico de la escala MEESSEI-AHF para predecir la mortalidad por cualquier causa a 30 días en pacientes adultos hospitalizados por insuficiencia cardíaca aguda en el Hospital General Guasmo Sur entre 2022 y 2026.

Objetivos específicos

1. Describir las características sociodemográficas, funcionales, clínicas, analíticas y electrocardiográficas de la cohorte.
2. Calcular para cada paciente el predictor lineal, la probabilidad de mortalidad a 30 días y la categoría de riesgo según la ecuación original del modelo MEESSEI-AHF completo.
3. Estimar la capacidad de discriminación mediante el área bajo la curva ROC y su intervalo de confianza del 95%.
4. Evaluar la calibración mediante la comparación entre riesgo predicho y observado, el intercepto, la pendiente, la puntuación de Brier y la prueba de Hosmer–Lemeshow.
5. Determinar la mortalidad observada por categoría y el rendimiento de dos puntos de corte clínicos del modelo.

Hipótesis

La escala MEESSEI-AHF discrimina la mortalidad a 30 días en la población del Hospital General Guasmo Sur con un AUC superior a 0,70 y presenta una calibración compatible con las probabilidades observadas.

Justificación

La validación externa es un paso necesario antes de considerar la aplicación de un modelo predictivo en un medio diferente al que fue desarrollado. Desde una perspectiva clínica, conocer el rendimiento local del MEESSEI-AHF permite determinar si sus categorías son útiles para la vigilancia, el triaje o la comunicación pronóstica. Desde una perspectiva institucional, evita introducir una herramienta que posea estimaciones absolutas potencialmente sesgadas. Desde una perspectiva científica,

aporta evidencia latinoamericana sobre la transportabilidad de un modelo europeo y documenta las diferencias en la mezcla de casos que podrían condicionar su rendimiento.

El estudio utiliza datos generados en la atención habitual, preserva un único episodio por paciente y contrasta las probabilidades individuales con un desenlace clínicamente relevante y completamente adjudicado. Sus resultados pueden facilitar una recalibración posterior y el diseño de una validación prospectiva, sin atribuir al puntaje una función decisonal cuya validez no ha sido demostrada.

CAPÍTULO II.

MARCO TEÓRICO

Concepto contemporáneo de insuficiencia cardíaca

La definición consensuada y universal de insuficiencia cardíaca (IC) es la de un síndrome clínico caracterizado por signos y/o síntomas producidos por una alteración estructural o funcional del corazón, con evidencia objetiva de dicha alteración en forma de concentraciones aumentadas de péptidos natriuréticos o evidencia objetiva de congestión. Esta definición subraya con fuerza que la IC no es solo una patología sintomática, sino que debe considerarse en función de la historia clínica, exploración, ECG, biomarcadores e imagen (7).

La presentación aguda es la aparición rápida o progresiva de síntomas y signos que en su conjunto son lo suficientemente intensos para que el paciente demande asistencia no programada. Puede corresponder a un episodio agudo de IC de novo o, más frecuentemente, a una descompensación aguda de una IC crónica establecida. Los fenotipos son múltiples: predominio congestivo, edema agudo de pulmón, insuficiencia ventricular derecha aislada (IVD) e insuficiencia cardiogénica (ICG) con shock cardiogénico, cada uno con perfil pronóstico y requerimientos terapéuticos diferentes (1,3)

Epidemiología y carga de enfermedad

La prevalencia de IC aumenta de manera significativa con la edad. La heterogeneidad en los criterios de identificación es responsable, al menos en parte, de la variación observada entre estudios; no obstante, existe consenso en que la supervivencia sigue siendo escasa y que las descompensaciones acaparan una proporción importante del gasto sanitario (4). En 2019, las enfermedades cardiovasculares causaron 18.6 millones de muertes en el mundo y continuaron ocupando el primer lugar como causa de carga global, con un crecimiento absoluto especialmente relevante en países de ingresos bajos y medios (5).

En Ecuador, un análisis de carga de enfermedad para 2014–2018 estimó un impacto relevante de la IC en años de vida perdidos por muerte o por discapacidad. La interpretación de estos resultados debe considerarse con un matiz dada las limitaciones inherentes al proceso de codificación y a la infravaloración, pero su magnitud justifica

la necesidad urgente de mejorar aspectos relacionados con la prevención, continuidad del cuidado y estratificación de los episodios agudos (6).

Etiología, fisiopatología y descompensación

La cardiopatía isquémica y la hipertensión arterial son etiologías comunes, además de valvulopatías, miocardiopatías, arritmias, toxicidad farmacológica y enfermedades infiltrativas o inflamatorias. Su prevalencia según región geográfica es variada. En LATAM también es relevante considerar etiologías como enfermedad de Chagas y secuelas reumáticas, sin olvidar el aumento acelerado de las cardiometabólicas.

La activación del sistema nervioso simpático (SNS), del sistema renina–angiotensina–aldosterona (SRAA) y de la vasopresina ocurre a partir de lesiones miocárdicas o sobrecargas hemodinámicas. La respuesta neurohormonal inicialmente es benéfica al mantener la perfusión, pero su activación crónica determina: vasoconstricción arterial y venosa, retención de sodio y agua, inflamación e hiperplasia de los fibroblastos, fibrosis viabilizando remodelado ventricular. En descompensaciones las congestiones pueden coexistir con presión arterial conservada; en cuadros más severos refuerza hipoperfusión la insuficiencia renal, alteración del estado mental u oliguria.

La interacción cardiorrenal constituye una relación fisiopatológica con relevancia pronóstica y al interpretar biomarcadores; una reducción del filtrado glomerular favorece concentración de péptidos natriuréticos e influye en efecto diurético. Aportando información diferente en MEESI-AHF creatinina y NT-proBNP no deben interpretarse aislados fuera del contexto clínico, por rangos categóricos.

Clasificación clínica y funcional

La clasificación por fracción de eyección guía el tratamiento a largo plazo, mientras que la NYHA (clase funcional) y el Barthel (índice de Barthel) valoran dimensiones diferentes: limitación por síntomas frente a incapacidad/dependencia en actividades básicas. En el episodio agudo se incorpora el perfil de congestión y perfusión. Las clasificaciones no son intercambiables ni tienen la misma utilidad, dependen del momento en el que se realicen.

Tabla 1 Clasificación contemporánea de la insuficiencia cardíaca según la fracción de eyección

Categoría	Criterio principal
IC con FEVI reducida	FEVI $\leq 40\%$.
IC con FEVI ligeramente reducida	FEVI 41–49%.
IC con FEVI preservada	FEVI $\geq 50\%$ y evidencia objetiva de anomalía estructural/funcional o elevación de presiones de llenado.
IC con FEVI mejorada	FEVI previa $\leq 40\%$, incremento ≥ 10 puntos y medición posterior $>40\%$.

Nota. Síntesis basada en la definición universal y en guías contemporáneas (1–3,7). FEVI: fracción de eyección del ventrículo izquierdo.

Evaluación diagnóstica en el episodio agudo

La La evaluación del paciente con inestabilidad hemodinámica se centra en la confirmación de la inestabilidad y en la búsqueda de desencadenantes precoces. Se determinarán parámetros hemodinámicos básicos como: PA, FC, FR, SaO₂, Pérfusión, Congestión, Ritmo y EA funcional. El EKG ayuda a definir la presencia de isquemia o arritmias o hipertrofia; la RxT o Ecografía ayudarán a demostrar congestión; el Ecocardiograma define estructura y función cuando disponible. (1-3)

Los péptidos natriuréticos son útiles para descartar IC aguda cuando son negativos y en el contexto apropiado. En la presentación aguda, un NT-proBNP < 300 pg/mL ayuda a considerar menos probable el diagnóstico de IC aguda, pero no es regla absoluta: obesidad, tratamiento previo, edema pulmonar fulminante o medición precoz pueden dar resultados falsos negativos; edad avanzada, FA y DRC dan resultados falsos positivos. El umbral diagnóstico no debe confundirse con los cortes pronósticos de MEESSEI-AHF que otorga incremento de riesgo a partir de 8000 pg/mL (1,14-15).

La troponina positiva puede significar síndrome coronario agudo o lesión miocárdica por tensión de pared, taquicardia, hipoxemia o DRC. El potasio y la creatinina dan información sobre severidad, comorbilidad y seguridad terapéutica. La interacción entre las variables supera el valor diagnóstico aislado de cada biomarcador.

Predicción clínica, discriminación y calibración

Un AUC es el área bajo la curva de la función de características operativas del receptor con un valor de 0,5 que indica azar y 1,0 separación perfecta; los límites del intervalo se deben a que el número de eventos afecta a la precisión (12,16). Calibración: el intercepto y la pendiente ideales son 0 y 1, respectivamente, al ajustar el desenlace sobre el logit predicho; el primero indica sobreestimación global si es positivo y la

segunda subestimación por factores o pérdida de fuerza de los coeficientes en un entorno nuevo si es < 1 . La puntuación Brier es un resumen del error cuadrático medio sobre las probabilidades. La prueba de Hosmer–Lemeshow puede indicar falta de ajuste pero depende del tamaño muestral y no debe sustituir al gráfico ni a los parámetros de calibración (13,17,18).

Desarrollo y evidencia de MEESSI-AHF

MEESSI-AHF se derivó con 4.867 pacientes consecutivos de 34 servicios de urgencias españoles y se validó en 3.229 pacientes de los mismos y otros hospitales. El modelo completo seleccionó 13 predictores alcanzando un estadístico C de 0,836 en derivación y 0,828 en validación. La mortalidad a treinta días presentó un marcado gradiente creciente desde $<2\%$ en los dos quintiles inferiores hasta en torno al 45% en el decil superior (9).

La posterior validación nacional mostró discriminación cercana a 0,81 (10). En una cohorte suiza, una versión adaptada sin índice de Barthel mantuvo AUC cercano a 0,80 pero los autores apuntaron a la posible necesidad de recalibración al cambiar de medio (11). Una revisión sistemática de modelos pronósticos en IC aguda concluyó que MEESSI-AHF presentaba buena validación pero la evidencia sobre impacto clínico seguía siendo escasa (19,20).

El índice de Barthel contribuye de forma importante porque la dependencia basal capta fragilidad, reserva fisiológica y comorbilidad. En más de nueve mil pacientes españoles se asoció de manera independiente con mortalidad a 30 días y mejoró la predicción (21). Estudios adicionales mostraron que el puntaje predice mejor mortalidad que reconsultas o rehospitalización, lo cual delimita el uso apropiado del modelo (22).

Ecuación original del modelo completo

Para esta tesis se reprodujo el modelo A del calculador oficial, correspondiente a los 13 predictores disponibles. El predictor lineal es la suma del intercepto y los coeficientes aplicables; la probabilidad se obtiene mediante $p=1/(1+e^{(-LP)})$. No se reestimaron coeficientes antes de evaluar el modelo, porque hacerlo habría convertido la validación externa en un ajuste local.

Tabla 2 Variables y coeficientes del modelo MEESI-AHF completo

Componente	Categorías con incremento de riesgo	Coeficiente(s)
Intercepto	—	−5,398928
Barthel	50–74 / 25–49 / <25	0,420 / 0,848 / 1,383
PAS (mmHg)	140–154 / 125–139 / 110–124 / 95–109 / <95	0,421 / 0,722 / 0,943 / 0,923 / 1,108
Edad (años)	75–79 / 80–84 / 85–89 / ≥90	0,462 / 0,554 / 0,544 / 0,963
NYHA	Clase IV	0,491
Potasio (mEq/L)	<3,5 / 5,0–5,5 / >5,5	0,390 / 0,303 / 0,736
NT-proBNP (pg/mL)	8.000–15.999 / 16.000–23.999 / ≥24.000	0,495 / 0,714 / 0,951
Troponina	Positiva	0,495
Bajo gasto	Presente	0,390
Frecuencia respiratoria	25–29 / ≥30 rpm	0,297 / 0,523
Síndrome coronario agudo	Asociado	0,704
Saturación de oxígeno	90–94 / 84–89 / <84%	0,171 / 0,296 / 0,512
Creatinina (mg/dL)	1,5–2,4 / ≥2,5	0,241 / 0,376
HVI en ECG	Presente	0,464

Nota. Categorías no listadas constituyen la referencia y aportan coeficiente 0. PAS: presión arterial sistólica; HVI: hipertrofia ventricular izquierda; ECG: electrocardiograma. Coeficientes reproducidos del calculador oficial y del artículo de derivación (9,23).

El predictor lineal se clasificó con los límites del modelo original: bajo ($\leq -3,207637$), intermedio ($-3,207637 < -1,772182$), alto ($-1,772182 < -1,061952$) y muy alto ($\geq -1,061952$). Estas categorías describen estratos relativos; la probabilidad individual depende de la ecuación logística.

CAPÍTULO III.

MATERIALES Y MÉTODOS

Diseño del estudio

Se realizó un tipo de estudio: observacional, analítico, de cohortes retrospectiva para validación externa del modelo. Las variables predictivas corresponden a la valoración inicial y el desenlace se produce después, por lo que no es transversal. La dirección retrospectiva hace referencia al acceso del investigador a datos ya registrados y no a la relación predictor-desenlace.

La estructura del informe sigue la guía TRIPOD para validación externa y complementariamente la STROBE para estudios observacionales (24,25).

Lugar y periodo

El lugar de estudio será el Hospital General Guasmo Sur, Guayaquil - Ecuador. Se tomarán como referencia todos los ingresos ocurridos entre el 01 de enero de 2022 y el 28 de julio de 2026, siendo la superior este último día, ya que corresponde a la fecha de corte para la extracción de información; resulta entonces 2026 un año parcial para el análisis.

Población y unidad de análisis

La población accesible estuvo compuesta por pacientes adultos hospitalizados con diagnóstico confirmado de IC durante el periodo. La unidad de análisis fue el paciente, representado por su episodio índice o primer ingreso registrado. Los episodios posteriores de un mismo paciente no se incluyeron en la cohorte principal para preservar la independencia estadística.

Tabla 3 Conformación de la cohorte de estudio

Tabla 3. Etapa	n
Registros administrativos originales	2.564
Episodios reales tras consolidar duplicación por códigos	1.094
Pacientes distintos representados	858
Episodios con código CIE-10 relacionado con IC	576
Episodios índice candidatos	480
Sin datos clínicos suficientes para revisión	-1
Episodios posteriores/reingresos retirados de la cohorte principal	-8
Exclusiones finales por edad o verificación documental/criterios	-4
Etapa	n
Cohorte final analizada	467

Nota. La consolidación administrativa eliminó repeticiones originadas por combinaciones de diagnósticos de ingreso y egreso. La cohorte final contiene pacientes únicos.¶

Criterios de selección

Criterios de inclusión

- Edad igual o superior a 18 años al momento del ingreso.
- Código CIE-10 compatible con IC (I50.0, I50.1, I50.9, I11.0, I13.0, I13.2, I25.5 o I42.8) al ingreso o al egreso, con confirmación posterior mediante revisión clínica.
- Ingreso entre el 1 de enero de 2022 y el 28 de julio de 2026.
- Permanencia hospitalaria superior a 24 horas.
- Primer episodio del paciente en el periodo estudiado.
- Desenlace vital a 30 días verificable.

Criterios de exclusión

- Edad menor de 18 años.
- Diagnóstico de IC descartado después de revisar la historia clínica.
- Cuadro secundario a una causa extracardíaca aguda predominante que no correspondiera a IC aguda.
- Historia clínica o desenlace sin soporte suficiente para verificación.
- Episodio posterior de un paciente ya representado por su primer ingreso.

Variables y fuentes de información

El desenlace primario fue la mortalidad por cualquier causa dentro de los 30 días posteriores al ingreso índice, codificada como sí/no. El usuario de la base verificó que el

seguimiento correspondiera a 30 días en todos los pacientes; no se requirió la fecha exacta de defunción para el análisis binario.

La variable predictora principal fue la probabilidad generada por el modelo MEESI-AHF completo. Las 13 variables se obtuvieron de la primera valoración disponible al ingreso o de la condición basal especificada por el modelo. Sexo, año de ingreso y días de estancia se emplearon para descripción y sensibilidad, no para modificar el puntaje original.

Tabla 4 Definición operativa de las variables MEESI-AHF

Variable	Unidad/codificación	Definición
Índice de Barthel	0–100	Situación funcional basal; menor valor indica mayor dependencia.
Presión arterial sistólica	mmHg	Primera determinación al ingreso.
Edad	años	Edad cumplida al ingreso.
NT-proBNP	pg/mL	Primera determinación; valores enteros en la base final.
Potasio sérico	mEq/L	Primera determinación.
Troponina positiva	sí/no	Superior al percentil 99 del método institucional.
NYHA IV	sí/no	Clase funcional basal o documentada al ingreso según la definición operativa.
Frecuencia respiratoria	rpm	Primera determinación al ingreso.
Signos de bajo gasto	sí/no	Confusión, debilidad, mala perfusión periférica u oliguria.
Saturación de oxígeno	%	Primera determinación al ingreso.
Síndrome coronario agudo	sí/no	Episodio asociado a síndrome coronario agudo.
HVI en ECG	sí/no	Criterios electrocardiográficos de hipertrofia ventricular izquierda.
Creatinina	mg/dL	Primera determinación al ingreso.

Recolección, depuración y control de calidad

En una primera etapa se consolidó la extracción anual del sistema institucional de epícrisis. La matriz administrativa duplicó los episodios por combinatoria de códigos de ingreso y egreso; se mantuvo un registro por combinatoria de historia clínica y fecha/hora de ingreso, y con los diagnósticos se procedió independientemente. En la etapa 2 se revisó la historia clínica para confirmar el diagnóstico, registrar las variables y verificar el desenlace.

Se utilizó una matriz estandarizada con los dominios tabulados, conservación de ceros a la izquierda en los identificadores y cálculo del Barthel a partir de sus ítems. Se eliminaron antes del análisis duplicados de paciente, episodios no verificables y el registro de un paciente menor de edad. La versión final incluye 467 pacientes, no tiene

datos perdidos en las 13 variables ni en mortalidad a 30 días y no le fue necesaria imputación. Los identificadores directos no formaron parte del archivo analítico utilizado para generar resultados.

Cálculo del puntaje

Se aplicó la ecuación original del modelo A del MEESSI-AHF calculator (tabla 2). Para cada paciente se calculó el predictor lineal, la probabilidad logística y la categoría de riesgo. Los valores continuos no se redondearon antes de ser clasificados, salvo el NT-proBNP, que se trataba de un entero verificado en la matriz final. Se verificó que ningún predictor lineal saliera más allá del rango operativo observado en la calculadora original.

Análisis estadístico

Las variables continuas se describieron como media y desviación estándar o mediana y rango intercuartílico según la distribución; las categóricas se describieron como frecuencias absolutas y porcentajes. Se compararon los sobrevivientes y no sobrevivientes con la prueba t de Student o la U de Mann–Whitney para variables continuas según si seguían una distribución normal o no; las variables categóricas con la prueba de chi cuadrado o la exacta de Fisher según si cumplían o no las condiciones de aplicabilidad. Los valores p fueron bilaterales y se consideraron significativos si fueron menores a 0,05.

La discriminación se evaluó con el AUC y su IC 95% por el método de DeLong (16). La calibración consistió en gráfico por grupos, intercepto, pendiente, score de Brier y Hosmer–Lemeshow. Se compararon la mortalidad observada y el riesgo medio predicho por las cuatro categorías. La tendencia ordinal se estimó por regresión logística considerando la categoría como variable numérica.

Se calcularon sensibilidad, especificidad, valores predictivos y cocientes de probabilidad para dos umbrales: (a) intermedio o mayor vs bajo, y (b) alto o muy alto vs bajo/intermedio. A modo de análisis de sensibilidad, se volvió a calcular el AUC excluyendo el año 2022 por presentar una mortalidad anual relativamente menor en comparación a los otros años. El procesamiento se realizó con Python 3.11 y las librerías pandas, NumPy, SciPy, statsmodels y scikit-learn.

Precisión y datos faltantes

No se realizó muestreo, se censaron todos los pacientes elegibles. Se produjeron 50 eventos en la cohorte, número inferior a los 100 eventos que puede considerarse deseable para una estimación estable de la calibración. Por eso se reportaron intervalos de confianza y no se sobreinterpretaron categorías con muy pocos pacientes. No hubo datos perdidos en el desenlace y variables en el modelo, el análisis principal fue de casos completos e imputación no fue realizada.

Consideraciones éticas

El estudio fue retrospectivo, sin intervención y basado en información generada durante la atención habitual. Los datos se analizaron de manera anonimizada y se aplicaron los principios de minimización, confidencialidad y uso limitado a los objetivos de investigación, de conformidad con la Declaración de Helsinki y la Ley Orgánica de Protección de Datos Personales del Ecuador.

Sesgos y estrategias de control

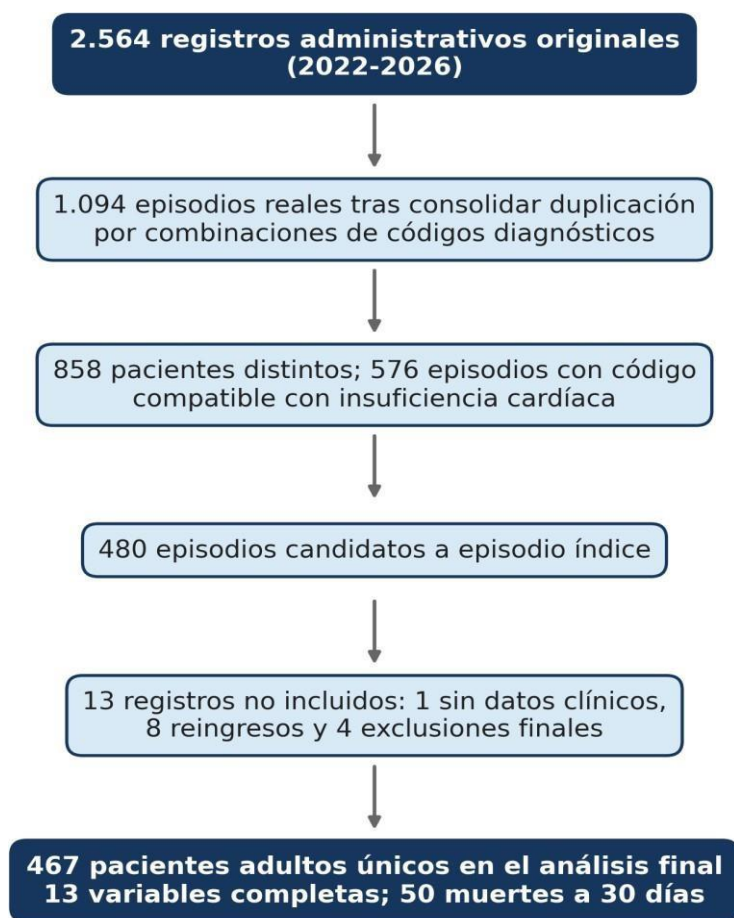
La identificación inicial a partir de códigos administrativos puede presentar sesgos al excluir pacientes identificados bajo diagnósticos alternativos; este riesgo se minimizó introduciendo ocho códigos distintos y confirmación clínica. La naturaleza retrospectiva de la investigación presenta el sesgo de registro; este sesgo se minimizó utilizando definiciones operativas, seleccionando el primer valor encontrado a la entrada y analizando la coherencia. La inclusión de pacientes hospitalizados limitaría la generalizabilidad a pacientes dados de alta desde servicios de urgencias. La composición mixta del año 2026 y la menor tasa de mortalidad del año 2022 fueron comunicadas y esta última fue objeto de análisis de sensibilidad. Finalmente, el escaso número de pacientes en las categorías alta y muy alta amplía sus intervalos de confianza.

CAPÍTULO IV. RESULTADOS

Selección y seguimiento

La extracción original dio como resultado 2.564 filas administrativas. Tras un proceso de agrupamiento por repeticiones, se identificaron 1.094 episodios en 858 pacientes; 576 episodios fueron identificados con códigos relacionados a IC y 480 episodios corresponden a candidatos índice. Posterior a las exclusiones y conservación de un episodio por paciente, la cohorte final estuvo conformada por 467 adultos únicos. Las 13 variables y el desenlace de mortalidad a los 30 días presentaron el 100% de completitud.

Figura 1
Diagrama de selección de la cohorte



Nota. Elaboración propia a partir de la base de datos del estudio.

Características de la cohorte

La edad media fue 66,5±13,8 años; 209 participantes (44,8%) fueron mujeres. La estancia mediana fue 8 días (RIC: 5–12,5). Se verificaron 50 fallecimientos a 30 días, equivalentes a una mortalidad de 10,7% (IC 95%: 8,2–13,8%). Los fallecidos tuvieron mayor edad, menor Barthel, mayor NT-proBNP, mayor frecuencia respiratoria, más signos de bajo gasto y mayor creatinina (Tabla 5).

Tabla 5 Características basales según mortalidad a 30 días

Variable	Total n=467	Vivos n=417	Fallecidos n=50	p
Edad, años	66,5 (13,8)	66,0 (13,6)	70,6 (14,2)	0,009
Sexo femenino	209 (44,8%)	189 (45,3%)	20 (40,0%)	0,474
Índice de Barthel	100,0 (85,0-100,0)	100,0 (85,0-100,0)	90,0 (75,0-100,0)	0,006
Presión arterial sistólica, mmHg	134,0 (114,5-158,0)	135,0 (116,0-158,0)	126,0 (102,5-153,8)	0,087
NT-proBNP, pg/mL	1217,0 (696,0-2273,0)	1186,0 (689,0-2137,0)	1587,0 (905,5-3017,2)	0,014
Potasio, mEq/L	4,4 (0,7)	4,4 (0,7)	4,5 (0,8)	0,241
Troponina positiva	114 (24,4%)	98 (23,5%)	16 (32,0%)	0,186
NYHA IV	54 (11,6%)	48 (11,5%)	6 (12,0%)	0,919
Frecuencia respiratoria, rpm	20,0 (18,0-23,0)	20,0 (18,0-22,0)	21,5 (20,0-25,0)	<0,001
Signos de bajo gasto	79 (16,9%)	63 (15,1%)	16 (32,0%)	0,003
Saturación de oxígeno, %	94,8 (4,6)	94,9 (4,5)	94,3 (5,3)	0,675
Síndrome coronario agudo asociado	65 (13,9%)	56 (13,4%)	9 (18,0%)	0,378
Hipertrofia ventricular izquierda en ECG	196 (42,0%)	176 (42,2%)	20 (40,0%)	0,765
Creatinina, mg/dL	1,3 (1,0-2,0)	1,3 (1,0-1,9)	1,7 (1,1-2,7)	0,047

Nota. Datos expresados como media (DE), mediana (RIC) o n (%). Las comparaciones fueron exploratorias y no se ajustaron por multiplicidad.

Mortalidad por año

La proporción de fallecimientos varió entre años: fue menor en 2022 y 2026, este último con seguimiento de ingresos solo hasta la fecha de corte. La heterogeneidad temporal motivó el análisis de sensibilidad preespecificado para 2022.

*Tabla 6
Mortalidad a 30 días por año de ingreso*

Año	n	Fallecimientos	Mortalidad	IC 95%
2022	112	5	4.5%	1.9–10.0%
2023	89	11	12.4%	7.0–20.8%
2024	102	15	14.7%	9.1–22.9%
2025	106	16	15.1%	9.5–23.1%
2026	58	3	5.2%	1.8–14.1%

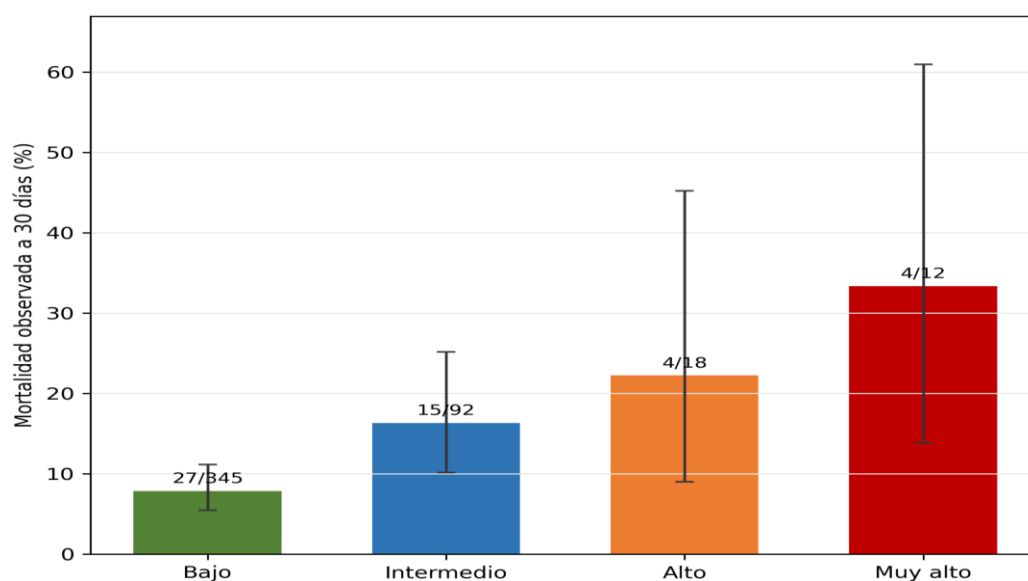
Distribución del puntaje y categorías

El predictor lineal tuvo mediana de $-3,773$ (RIC: $-4,307$ a $-3,185$) y la probabilidad predicha mediana fue $2,25\%$ (RIC: $1,33-3,97\%$). La cohorte se concentró en la categoría baja ($73,9\%$), mientras solo $6,4\%$ quedó en riesgo alto o muy alto. La mortalidad observada aumentó de forma monotónica: $7,8\%$, $16,3\%$, $22,2\%$ y $33,3\%$. Por cada incremento de categoría, la razón de momios de muerte fue $1,88$ (IC 95% : $1,34-2,63$; $p<0,001$).

Tabla 7 Mortalidad observada y riesgo predicho por categoría MEESI-AHF

Categoría	n	% cohorte	Muertes	Mortalidad observada	IC 95%	Riesgo predicho medio
Bajo	345	73.9%	27	7.8%	5.4–11.1%	1.8%
Intermedio	92	19.7%	15	16.3%	10.1–25.2%	6.9%
Alto	18	3.9%	4	22.2%	9.0–45.2%	19.5%
Muy alto	12	2.6%	4	33.3%	13.8–60.9%	39.8%

Figura 2 Mortalidad observada por categoría MEESI-AHF



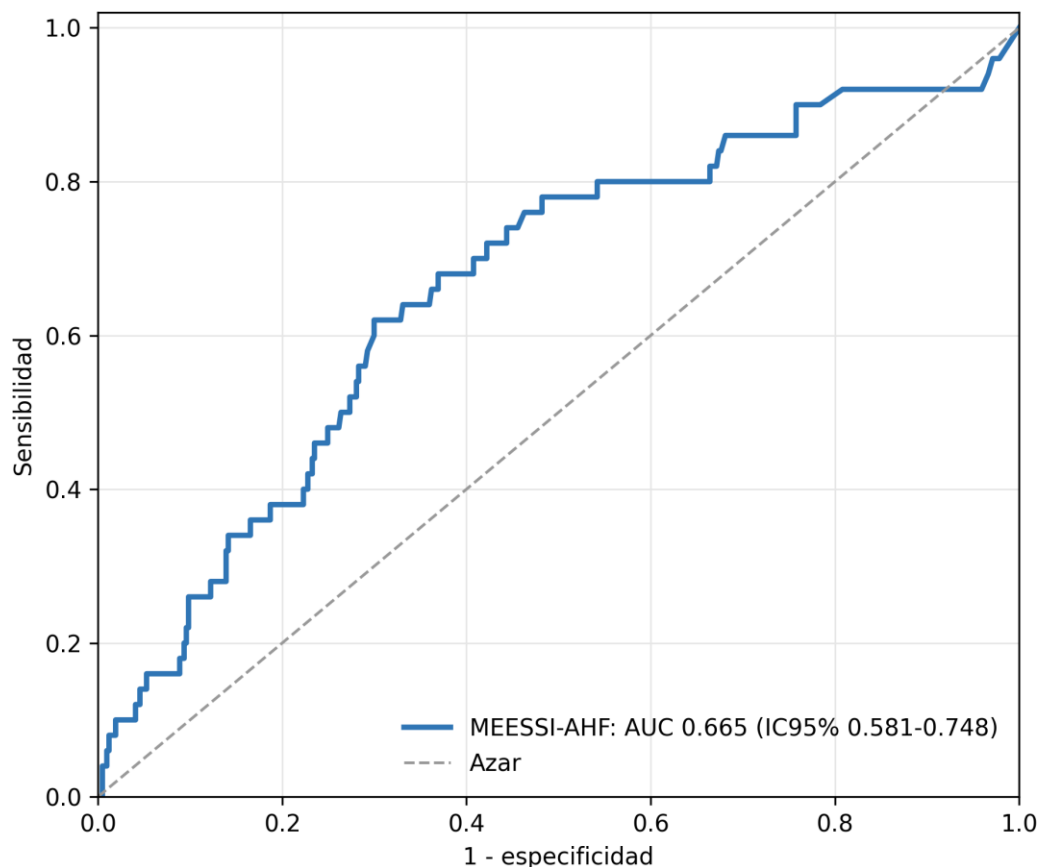
Nota. Elaboración propia a partir de la base de datos del estudio.

Discriminación

El AUC fue $0,665$ (IC 95% : $0,581-0,748$), compatible con una capacidad modesta de ordenar a fallecidos y sobrevivientes. El intervalo incluye valores por

debajo de 0,60 y no alcanza el AUC de 0,80–0,84 comunicado en las cohortes europeas. En el análisis que excluyó los ingresos de 2022, el AUC fue 0,667 (IC 95%: 0,580–0,753), prácticamente sin cambio.

Figura 3 Curva ROC del modelo MEESSI-AHF para mortalidad a 30 días



Nota. Elaboración propia a partir de la base de datos del estudio.

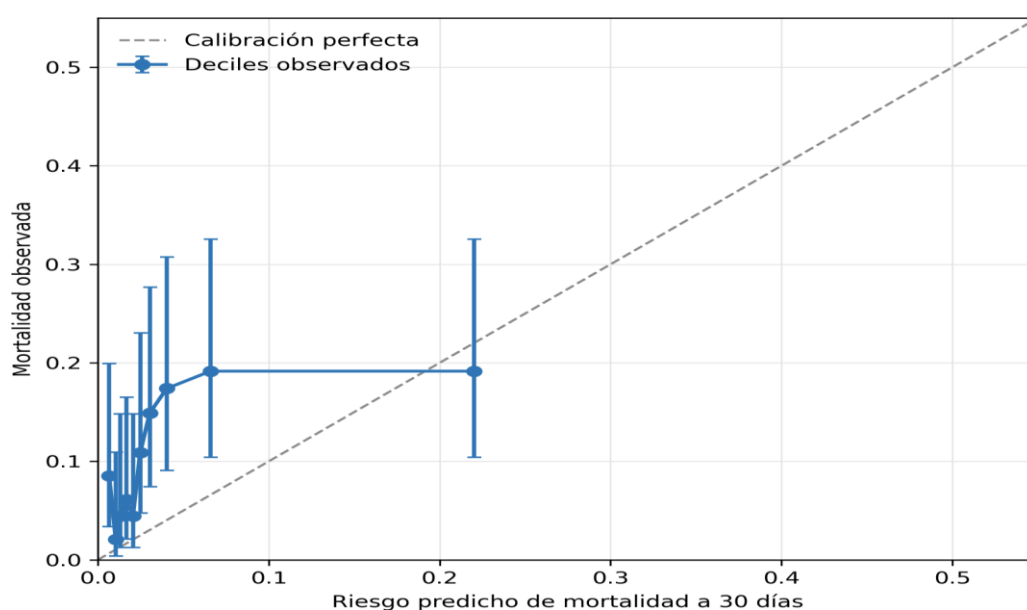
Calibración

La mortalidad observada total (10,7%) superó ampliamente el riesgo medio predicho (4,5%). El intercepto de calibración fue 1,095 (IC 95%: 0,773–1,417), lo que indica subestimación global. La pendiente fue 0,469 (IC 95%: 0,216–0,722), inferior a 1, y evidenció menor separación de riesgos que en el desarrollo original. La prueba de Hosmer–Lemeshow rechazó el ajuste ($\chi^2=125,32$; 8 gl; $p<0,001$). La puntuación de Brier fue 0,0974, ligeramente mayor que el error de un modelo nulo basado únicamente en la prevalencia ($\sim 0,0956$).

Tabla 8 Indicadores de discriminación y calibración

Indicador	Estimación	IC 95% / p	Interpretación
AUC ROC	0,665	0,581–0,748	Discriminación modesta
Intercepto de calibración	1,095	0,773–1,417	Subestimación global del riesgo
Indicador	Estimación	IC 95% / p	Interpretación
Pendiente de calibración	0,469	0,216–0,722	Predicciones demasiado extremas/menor transportabilidad
Puntuación de Brier	0,0974	—	Error probabilístico global
Hosmer–Lemeshow	$\chi^2=125,32$; gl=8	p<0,001	Falta de ajuste

Figura 4 Calibración del riesgo predicho frente a la mortalidad observada



Nota. Elaboración propia a partir de la base de datos del estudio.

Rendimiento de puntos de corte

Al considerar como prueba positiva una categoría intermedia o superior, la sensibilidad fue 46,0% y la especificidad 76,3%; el valor predictivo negativo alcanzó 92,2%, condicionado por una supervivencia global de 89,3%. El umbral alto/muy alto elevó la especificidad a 94,7%, pero redujo la sensibilidad a 16,0%. Ningún umbral mostró rendimiento suficiente para reemplazar la valoración clínica.

Tabla 9 Rendimiento de puntos de corte clínicos

Punto de corte positivo	VP/FN/FP/VN	Sens.	Esp.	VPP	VPN	LR+	LR–
Intermedio o mayor	23/27/99/318	46.0%	76.3%	18.9%	92.2%	1.94	0.71
Alto o muy alto	8/42/22/395	16.0%	94.7%	26.7%	90.4%	3.03	0.89

Nota. VP: verdaderos positivos; FN: falsos negativos; FP: falsos positivos; VN: verdaderos negativos; VPP/VPN: valores predictivos positivo/negativo; LR: cociente de probabilidad.

Síntesis por objetivos

Tabla 10 Síntesis del cumplimiento de los objetivos específicos

Objetivo	Resultado principal
1. Describir la cohorte	467 adultos únicos; edad media 66,5 años; 44,8% mujeres; mortalidad 10,7%.
2. Calcular MEESSI-AHF	Puntaje y probabilidad calculados con la ecuación original completa; 73,9% clasificado como bajo riesgo.
3. Evaluar discriminación	AUC 0,665 (IC 95%: 0,581–0,748).
4. Evaluar calibración	Subestimación global; intercepto 1,095; pendiente 0,469; Hosmer–Lemeshow $p < 0,001$.
5. Categorías y cortes	Gradiente significativo, pero sensibilidad limitada en los dos puntos de corte.

CAPÍTULO V.

DISCUSIÓN

Hallazgos principales

La validación externa aportó tres hallazgos centrales. En primer lugar, MEESSI-AHF continuó presentando un gradiente pronóstico: la mortalidad observada pasó del 7,8% en la categoría de riesgo bajo a un 33,3% en la de muy alto riesgo, con una asociación ordinal estadísticamente significativa. En segundo lugar, la discriminación fue moderada ($AUC=0,665$), por debajo de la hipótesis planteada y de los resultados obtenidos en la validación interna y en otros estudios europeos. En tercer lugar, existió una subestimación sistemática del riesgo absoluto, más pronunciada en los estratos bajo e intermedio, acompañada de una pendiente de calibración por grupos reducida.

Los hallazgos no refutan el objetivo de la investigación; más bien, evidencian el por qué de la necesidad de la validación externa. La capacidad para discriminar y/o clasificar no implica que los porcentajes originales sean correctos para otra institución. Por ejemplo, en esta cohorte, el paciente clasificado como “bajo riesgo” tuvo una mortalidad observada del 7,8%, muy superior al riesgo medio predicho por el modelo (1,8%). Por ende, dicha categoría no puede interpretarse como una autorización automática para proceder al alta por seguridad.

Comparación con estudios previos

En el estudio de derivación, el AUC fue 0,836 y en la validación española 0,828 (9). La evaluación nacional posterior reportó aproximadamente 0,81 (10), y Wussler y col. comunicaron cerca de 0,80 en una cohorte suiza, advirtiendo que podría ser necesaria la recalibración (11). El AUC local de 0,665 es claramente menor aunque su IC95% refleja la incertidumbre producida por la escasa cantidad de eventos: 50.

La diferencia puede explicarse por la composición de los casos. La cohorte local tuvo un promedio de edad más joven —66,5 años— y una notable sobre-representación en el estrato bajo. En las series españolas de urgencias externos, la edad y sobre todo, la dependencia funcional suelen ser mayores; Barthel incorpora un porcentaje significativo del poder predictivo (21). Una población más homogénea en predictores reduce las oportunidades de separación entre eventos y no eventos conocido como “restricted spectrum effect”.

También se distribuyó diferentemente el NT-proBNP. La mediana local fue 1.217 pg/mL y el modelo solamente aporta coeficiente pronóstico a partir de 8.000 pg/mL. Entonces muchos pacientes aportaron a la población con el mismo coeficiente pronóstico referencial cuando clínicamente existía variación intragrupo dentro del rango menor. Esto no implica que valores menores a 300 pg/mL sean necesariamente incorrectos: dicho punto de corte se utiliza como apoyo diagnóstico de exclusión en la presentación aguda, su significado dependerá del contexto clínico. Para la ecuación MEESSEI-AHF, todos los valores menores a 8.000 pg/mL son clasificados pronósticamente como referenciales (1,9,14,15).

La mortalidad global local fue 10,7% mientras que el riesgo medio predicho fue 4,5%. El intercepto positivo cuantificó dicha diferencia. La pendiente menor que 1 sugiere además que posiblemente con una corrección del intercepto solamente no alcanzaría; una recalibración logística para actualizar intercepto y pendiente sería más adecuada para luego validar interna y preferiblemente externamente (prospectivamente). No se realizó dicha actualización en el análisis principal ya que se procuró evaluar el modelo original sin ningún tipo de ajuste (13,17,26).

Interpretación clínica

El punto de corte intermedio o mayor identifica menos de la mitad de los fallecimientos. Si bien el VPN es elevado (92,2%) es muy influido por la baja prevalencia de fallecimientos y no demuestra con certeza seguridad para el alta por sí mismo. El umbral alto/muy alto presenta adecuada especificidad, pero bajo rendimiento para la detección de fallecidos (16%). Por lo tanto, MEESSEI-AHF puede aportar evidencia adicional sobre el riesgo, pero no debe desvincularse de la valoración clínica de congestión/perfusión/respuesta inicial/soporte social/comorbilidades/criterio médico.

La edad, la FR, los signos de bajo gasto, la creatinina, NT-proBNP y Barthel presentan diferencias entre grupos de desenlace en el análisis descriptivo y resulta clínicamente coherente su asociación con menor reserva funcional, compromiso hemodinámico y disfunción cardiorrenal. Estas comparaciones fueron exploratorias y no suponen relación causal ni justifican un nuevo modelo con 50 eventos.

Fortalezas

- Uso de una cohorte institucional de varios años y selección censal de pacientes elegibles.
- Unidad de análisis definida como paciente y conservación del primer episodio, evitando duplicación por reingresos.
- Desenlace de mortalidad a 30 días completamente verificado.
- Disponibilidad completa de los 13 predictores, sin imputación.
- Reproducción de los coeficientes originales antes de cualquier actualización.
- Evaluación conjunta de discriminación, calibración, Brier, categorías y umbrales clínicos, de acuerdo con recomendaciones contemporáneas (12,24,26).

Limitaciones

El El diseño retrospectivo depende de la calidad del registro asistencial y puede estar sujeto a error de medida. La identificación inicial por CIE-10 no enmascara episodios codificados con otros criterios, quizá más estrictos. Se realizó en un único hospital y únicamente se incluyó a los pacientes hospitalizados por IC aguda; por lo que no son trasladables a la totalidad de los pacientes con IC aguda derivados desde urgencias y dados de alta.

La cohorte aportó 50 muertes, inferior a la deseable para una estimación muy precisa de calibración. Las categorías alta y muy alta aportaron 18 y 12 pacientes respectivamente, con amplios intervalos. No se dispuso de variable homogénea sobre fracción de eyección, etiología o tratamiento, imposibilitando el análisis de heterogeneidad clínica. El año 2026 fue parcial y la mortalidad del año 2022 fue inferior; aun así, la exclusión del año 2022 no varió sustancialmente el AUC.

La prueba de Hosmer–Lemeshow se incluyó por comparabilidad, pero su significación depende del agrupamiento y del tamaño muestral; la conclusión de mala calibración se sustentó sobre todo en la diferencia predicho–observado, en el intercepto, en la pendiente y en el gráfico; no en la prueba. Finalmente, el estudio evaluó rendimiento pronóstico, no impacto clínico, costo-efectividad ni seguridad de decisiones guiadas por el puntaje.

Implicaciones y líneas futuras

El siguiente paso a seguir no es desechar el instrumento ni usarlo tal cual, sino proponer una actualización local razonable y prudente. Una alternativa es recalibrar intercepto y pendiente sobre una muestra mayor, mantener la misma estructura de predictores y validar el modelo actualizado con remuestreo y con una cohorte temporal independiente. También se sugiere estudiar la utilidad adicional del modelo en conjunto con la valoración médica, definir umbrales de decisión específicos a situaciones clínicas concretas, realizar análisis de beneficio neto y otros tipos de estudios de costo-efectividad. Una validación prospectiva multicéntrica aportaría información sobre la generalizabilidad del modelo a otros hospitales ecuatorianos.

CONCLUSIONES

1. La cohorte final estuvo integrada por 467 pacientes adultos únicos, con 50 fallecimientos a 30 días y disponibilidad completa de las 13 variables del modelo MEESSI-AHF.
2. La escala mantuvo su gradiente pronóstico: la mortalidad pasó del 7,8% en riesgo bajo al 33,3% en riesgo muy alto, y el incremento ordinal de categoría se asoció a mayor probabilidad de muerte.
3. La discriminación fue moderada, con un AUC de 0.665 (IC 95%: 0.581-0.748), por debajo del umbral planteado en la hipótesis y del rendimiento observado en las cohortes europeas.
4. La calibración fue inadecuada; la mortalidad promedio predicha fue de 4,5% frente a 10,7% observada; el intercepto (1,095) mostró una subestimación global del modelo y la pendiente (0,469) indicó una menor transportabilidad de los coeficientes.
5. Los puntos de corte analizados no presentaron sensibilidad suficiente para descartar el riesgo por sí solos. La categoría baja no debe interpretarse como criterio automático de alta en esta institución.
6. MEESSI-AHF puede complementar la estratificación clínica, pero requiere recalibración y validación prospectiva local antes de utilizarse como herramienta decisoria independiente.

RECOMENDACIONES

1. No implementar los porcentajes originales de MEESSI-AHF como único criterio para decidir alta, ingreso o nivel de monitorización en el Hospital General Guasmo Sur.
2. Incorporar el puntaje, si se utiliza, dentro de un protocolo que incluya juicio clínico, perfusión, congestión, respuesta al tratamiento, comorbilidades y soporte social.
3. Ampliar la cohorte y realizar una recalibración local del intercepto y la pendiente, con validación interna mediante remuestreo y validación temporal posterior.
4. Diseñar un estudio prospectivo y multicéntrico ecuatoriano que estandarice el momento de medición de las 13 variables y verifique mortalidad a 30 días.
5. Mantener una matriz anonimizada con diccionario de datos, reglas de validación, control de versiones y auditorías periódicas de consistencia.
6. Evaluar la utilidad clínica mediante análisis de curvas de decisión y estudios de impacto antes de vincular el puntaje con conductas asistenciales.

REFERENCIAS

1. McDonagh TA, Metra M, Adamo M, et al. 2021 ESC Guidelines for the diagnosis and treatment of acute and chronic heart failure. *Eur Heart J*. 2021;42(36):3599–3726. doi:10.1093/eurheartj/ehab368.
2. Heidenreich PA, Bozkurt B, Aguilar D, et al. 2022 AHA/ACC/HFSA Guideline for the Management of Heart Failure. *J Am Coll Cardiol*. 2022;79(17):e263–e421. doi:10.1016/j.jacc.2021.12.012.
3. McDonagh TA, Metra M, Adamo M, et al. 2023 Focused Update of the 2021 ESC Guidelines for the diagnosis and treatment of acute and chronic heart failure. *Eur Heart J*. 2023;44(37):3627–3639. doi:10.1093/eurheartj/ehad195.
4. Emmons-Bell S, Johnson C, Roth G. Prevalence, incidence and survival of heart failure: a systematic review. *Heart*. 2022;108(17):1351–1360. doi:10.1136/heartjnl-2021-320131.
5. Roth GA, Mensah GA, Johnson CO, et al. Global burden of cardiovascular diseases and risk factors, 1990–2019: update from the GBD 2019 Study. *J Am Coll Cardiol*. 2020;76(25):2982–3021. doi:10.1016/j.jacc.2020.11.010.
6. Guamán Charco ED, Henríquez AR. Carga de enfermedad por insuficiencia cardíaca en Ecuador durante el periodo 2014–2018. *Metro Ciencia*. 2021;29(Suppl 2):83–85. doi:10.47464/MetroCiencia/vol29/supple2/2021/83-85.
7. Bozkurt B, Coats AJS, Tsutsui H, et al. Universal definition and classification of heart failure. *J Card Fail*. 2021;27(4):387–413. doi:10.1016/j.cardfail.2021.01.022.
8. Riley RD, Archer L, Snell KIE, et al. Evaluation of clinical prediction models (part 2): how to undertake an external validation study. *BMJ*. 2024;384:e074820. doi:10.1136/bmj-2023-074820.
9. Miró Ò, Rossello X, Gil V, et al. Predicting 30-day mortality for patients with acute heart failure in the emergency department: a cohort study. *Ann Intern Med*. 2017;167(10):698–705. doi:10.7326/M16-2726.
10. Miró Ò, Rosselló X, Gil V, et al. The usefulness of the MEESSI score for risk stratification of patients with acute heart failure at the emergency department. *Rev*

- Esp Cardiol (Engl Ed). 2019;72(3):198–207. doi:10.1016/j.rec.2018.04.035.
11. Wussler D, Kozhuharov N, Sabti Z, et al. External validation of the MEESSI acute heart failure risk score: a cohort study. *Ann Intern Med*. 2019;170(4):248–256. doi:10.7326/M18-1967.
 12. Collins GS, Dhiman P, Ma J, et al. Evaluation of clinical prediction models (part 1): from development to external validation. *BMJ*. 2023;383:e074819. doi:10.1136/bmj-2023-074819.
 13. Van Calster B, McLernon DJ, van Smeden M, Wynants L, Steyerberg EW. Calibration: the Achilles heel of predictive analytics. *BMC Med*. 2019;17:230. doi:10.1186/s12916-019-1466-7.
 14. Maisel AS, Krishnaswamy P, Nowak RM, et al. Rapid measurement of B-type natriuretic peptide in the emergency diagnosis of heart failure. *N Engl J Med*. 2002;347(3):161–167. doi:10.1056/NEJMoa020233.
 15. Januzzi JL Jr, Camargo CA, Anwaruddin S, et al. The N-terminal Pro-BNP Investigation of Dyspnea in the Emergency Department (PRIDE) study. *Am J Cardiol*. 2005;95(8):948–954. doi:10.1016/j.amjcard.2004.12.032.
 16. DeLong ER, DeLong DM, Clarke-Pearson DL. Comparing the areas under two or more correlated receiver operating characteristic curves: a nonparametric approach. *Biometrics*. 1988;44(3):837–845.
 17. Van Calster B, Nieboer D, Vergouwe Y, De Cock B, Pencina MJ, Steyerberg EW. A calibration hierarchy for risk models was defined: from utopia to empirical data. *J Clin Epidemiol*. 2016;74:167–176. doi:10.1016/j.jclinepi.2015.12.005.
 18. Hosmer DW, Lemeshow S, Sturdivant RX. *Applied Logistic Regression*. 3rd ed. Hoboken: Wiley; 2013.
 19. Siddiqi TJ, Ahmed A, Greene SJ, et al. Performance of current risk stratification models for predicting mortality in patients with heart failure: a systematic review and meta-analysis. *Eur J Prev Cardiol*. 2022;29(15):2027–2048. doi:10.1093/eurjpc/zwac148.

20. Miró Ò, Rossello X, Platz E, et al. Risk stratification scores for patients with acute heart failure in the emergency department: a systematic review. *Eur Heart J Acute Cardiovasc Care*. 2021;10(1):84–99. doi:10.1177/2048872620930889.
21. Rossello X, Miró Ò, Llorens P, et al. Effect of Barthel Index on the risk of thirty-day mortality in patients with acute heart failure attending the emergency department: a cohort study of 9,098 patients. *Ann Emerg Med*. 2019;73(6):589–598. doi:10.1016/j.annemergmed.2018.12.009.
22. Rossello X, Bueno H, Gil V, et al. MEESSI-AHF risk score performance to predict multiple post-index event and post-discharge short-term outcomes. *Eur Heart J Acute Cardiovasc Care*. 2021;10(2):142–152. doi:10.1177/2048872620934318.
23. ICA-SEMES Research Group. MEESSI-AHF Risk Model: calculator for 30-day mortality in acute heart failure [Internet]. Disponible en: <https://meessi-ahf.risk.score-calculator-ica-semes.portalsemes.org/>. Consultado el 25 de agosto de 2026.
24. Collins GS, Reitsma JB, Altman DG, Moons KGM. Transparent reporting of a multivariable prediction model for individual prognosis or diagnosis (TRIPOD): the TRIPOD statement. *Ann Intern Med*. 2015;162(1):55–63. doi:10.7326/M14-0697.
25. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement. *PLoS Med*. 2007;4(10):e296. doi:10.1371/journal.pmed.0040296.
26. Steyerberg EW. *Clinical Prediction Models: A Practical Approach to Development, Validation, and Updating*. 2nd ed. Cham: Springer; 2019.



**Presidencia
de la República
del Ecuador**



**Plan Nacional
de Ciencia, Tecnología,
Innovación y Saberes**



SENESCYT
Secretaría Nacional de Educación Superior,
Ciencia, Tecnología e Innovación

DECLARACIÓN Y AUTORIZACIÓN

Yo, **Jiménez Chu Kai Mateo**, con C.C: **093044716-4**, autor del trabajo de titulación: **Validez pronóstica de la escala MEESSI-AHF para la predicción de mortalidad a 30 días en pacientes con insuficiencia cardíaca aguda del Hospital General Guasmo Sur, 2022–2026**, previo a la obtención del título de **Médico** en la Universidad Católica de Santiago de Guayaquil.

1.- Declaro tener pleno conocimiento de la obligación que tienen las instituciones de educación superior, de conformidad con el Artículo 144 de la Ley Orgánica de Educación Superior, de entregar a la SENESCYT en formato digital una copia del referido trabajo de titulación para que sea integrado al Sistema Nacional de Información de la Educación Superior del Ecuador para su difusión pública respetando los derechos de autor.

2.- Autorizo a la SENESCYT a tener una copia del referido trabajo de titulación, con el propósito de generar un repositorio que democratice la información, respetando las políticas de propiedad intelectual vigentes.

Guayaquil, 20 de agosto del 2026

EL AUTOR:



Validar únicamente en FirmaEC.
Firmado electrónicamente por:
KAI MATROJIMENEZ CHU

f. _____

Jiménez Chu Kai Mateo



REPOSITORIO NACIONAL EN CIENCIA Y TECNOLOGÍA

FICHA DE REGISTRO DE TESIS/TRABAJO DE TITULACIÓN

TEMA Y SUBTEMA:	Validez pronóstica de la escala MEESSI-AHF para la predicción de mortalidad a 30 días en pacientes con insuficiencia cardíaca aguda del Hospital General Guasmo Sur, 2022–2026.		
AUTOR(ES)	Jiménez Chu Kai Mateo		
REVISOR(ES)/TUTOR(ES)	Dr. Molina Santos Luis Fernando		
INSTITUCIÓN:	Universidad Católica de Santiago de Guayaquil		
FACULTAD:	Ciencias de la Salud		
CARRERA:	Medicina		
TÍTULO OBTENIDO:	Médico		
FECHA DE PUBLICACIÓN:	20 de agosto del 2026	No. DE PÁGINAS:	29
ÁREAS TEMÁTICAS:	Cardiología clínica, epidemiología clínica, Insuficiencia cardíaca aguda		
PALABRAS CLAVES/KEYWORDS:	insuficiencia cardíaca aguda; MEESSI-AHF; mortalidad a 30 días; validación externa; discriminación; calibración; pronóstico.		

RESUMEN/ABSTRACT: Introducción: La insuficiencia cardíaca aguda exige una estratificación temprana del riesgo. MEESSI-AHF estima la mortalidad por cualquier causa a 30 días mediante 13 variables disponibles al ingreso; sin embargo, su transportabilidad debe comprobarse antes de aplicarla en una población diferente. Objetivo: Validar externamente el desempeño pronóstico del modelo MEESSI-AHF en pacientes adultos hospitalizados en el Hospital General Guasmo Sur entre 2022 y 2026. Materiales y métodos: Cohorte retrospectiva de 467 pacientes únicos, representados por su primer episodio. Se reprodujo la ecuación original del modelo completo y se evaluaron discriminación, calibración, puntuación de Brier, categorías de riesgo y puntos de corte clínicos. Resultados: Se verificaron 50 fallecimientos a 30 días (10,7%; IC 95%: 8,2–13,8%). El área bajo la curva ROC fue 0,665 (IC 95%: 0,581–0,748). La mortalidad aumentó desde 7,8% en riesgo bajo hasta 33,3% en riesgo muy alto (p de tendencia <0,001), pero el riesgo medio predicho fue inferior al observado en los grupos bajo e intermedio. El intercepto de calibración fue 1,095 y la pendiente 0,469; la prueba de Hosmer–Lemeshow mostró falta de ajuste (p<0,001). La exclusión de 2022 produjo un AUC de 0,667. Conclusiones: MEESSI-AHF conservó un gradiente pronóstico, pero presentó discriminación modesta y subestimación sistemática del riesgo en esta cohorte. No debe utilizarse sin recalibración local como único criterio de decisión clínica.

ADJUNTO PDF:	SI ☒	NO ☐
CONTACTO CON AUTOR/ES:	Teléfono: 964252343	E-mail: mateo4595@gmail.com
CONTACTO CON LA INSTITUCIÓN (COORDINADOR DEL PROCESO UTE):	Nombre: Andrés Mauricio Ayon Genkuong	
	Teléfono: 0997572784	
	E-mail: andres.ayon@cu.ucsg.edu.ec	

SECCIÓN PARA USO DE BIBLIOTECA

Nº. DE REGISTRO (en base a datos):	
Nº. DE CLASIFICACIÓN:	
DIRECCIÓN URL (tesis en la web):	