

ADAPTACIÓN TRANSCULTURAL Y VALIDACIÓN DEL CUESTIONARIO DE CALIDAD DE RECUPERACIÓN POSANESTÉSICA QoR-15

SONIA M. BENÍTEZ¹, RAÚL B. PUYOL², MARÍA F. GRANDE RATTI³, MARÍA VÁZQUEZ NAVARRO⁴,
FERNANDO R. VÁZQUEZ PEÑA⁵, EULOGIO CORDÓN POZO⁶

¹Servicio de Anestesiología, Hospital Italiano de Buenos Aires, ²Departamento de Medicina Crítica, Hospital Escuela José de San Martín, Corrientes, ³Área de Investigación en Medicina Interna, Servicio de Clínica Médica, Hospital Italiano de Buenos Aires, ⁴Facultad de Ingeniería, Universidad de Buenos Aires (FIUBA), ⁵Hospital Italiano de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina, ⁶Universidad de Granada, España

Dirección postal: Sonia M. Benítez, Servicio de Anestesiología, Hospital Italiano de Buenos Aires, Tte. Gral. Juan D. Perón 4190, 1199 Buenos Aires, Argentina

E-mail: soniamabel.benitez@hospitalitaliano.org.ar

Recibido: 7-VI-2026

Aceptado: 9-X-2026

Resumen

Introducción: El cuestionario Quality of Recovery-15 (QoR-15), diseñado para medir la calidad de recuperación postanestésica (CRPA), no ha sido validado en español rioplatense. Nuestro objetivo fue adaptarlo transculturalmente y evaluar sus propiedades psicométricas.

Materiales y métodos: Estudio observacional, prospectivo y multicéntrico. El QoR-15 fue traducido y adaptado siguiendo directrices internacionales, y administrado a adultos operados en dos hospitales de Argentina. Se evaluaron validez, confiabilidad, capacidad de respuesta y aceptabilidad mediante análisis factorial confirmatorio y modelado MIMIC (Multiple Indicators, Multiple Causes).

Resultados: Se incluyeron 318 pacientes evaluados pre y posoperatoriamente. Una estructura de 13 ítems en tres dimensiones (Bienestar, Competencia oral y Dolor) mostró ajuste superior al modelo unidimensional. La consistencia interna fue excelente (alfa de Cronbach = 0.90). Se demostró validez convergente ($\rho=0.87$; $p<0.001$), discriminante ($d=2.23$ entre buena y mala recuperación según escala analógica visual) y capacidad de respuesta al cambio clínico ($d=1.01$). Un modelo MIMIC jerárquico con predictores clínicos significativos confirmó la estructura factorial.

Conclusión: La versión en español rioplatense del QoR-15, optimizada a 13 ítems, es un instrumento válido, confiable, sensible al cambio y factible para medir la re-

cuperación postanestésica en nuestro medio, facilitando su aplicación clínica.

Palabras clave: periodo de recuperación de la anestesia, encuestas y cuestionarios, QoR-15, traducción, análisis factorial, reproducibilidad de resultados

Abstract

Cross-cultural adaptation and validation of the QoR-15 quality of postanesthetic recovery questionnaire

Introduction: The Quality of Recovery-15 (QoR-15) questionnaire, designed to measure quality of postanesthetic recovery (QoR), has not been validated in Rioplatense Spanish. Our objective was to perform its cross-cultural adaptation and psychometric evaluation.

Materials and methods: Observational, prospective, multicenter study. The English QoR-15 was translated and adapted following international guidelines, and administered to adult patients undergoing anesthesia at two Argentine university hospitals. Validity, reliability, responsiveness, and acceptability were assessed using confirmatory factor analysis and MIMIC (Multiple Indicators, Multiple Causes) modeling.

Results: We included 318 patients evaluated pre- and postoperatively. A 13-item structure across three dimensions (Well-being, Oral competence, and Pain)

showed superior fit compared to the unidimensional model. Internal consistency was excellent (Cronbach's $\alpha = 0.90$). Convergent validity (Spearman's $\rho = 0.87$; $p < 0.001$), discriminant validity (Cohen's $d = 2.23$ between good and poor recovery according to visual analog scale), and responsiveness to clinical change (Cohen's $d = 1.01$) were demonstrated. A hierarchical MIMIC model with significant clinical predictors confirmed the factor structure.

Conclusion: The 13-item Rioplatense Spanish version of the QoR-15 is a valid, reliable, responsive, and feasible instrument to assess QoR in our setting, facilitating its clinical use.

Key words: anesthesia recovery period, surveys and questionnaires, QoR-15, translating, factor analysis, reproducibility of results

PUNTOS CLAVE

Conocimiento actual

- El cuestionario QoR-15 mide eficazmente la calidad de recuperación postanestésica y cuenta con validaciones internacionales. Sin embargo, no existía una versión adaptada y evaluada psicométricamente para la variante lingüística y cultural del español rioplatense.

Contribución del artículo al conocimiento actual

- Se presenta la adaptación y validación del QoR-15 al español rioplatense. Mediante análisis estadísticos avanzados, se optimizó el instrumento a una versión refinada de 13 ítems, demostrando ser válida, confiable y sensible para evaluar pacientes en nuestro medio.

La calidad de recuperación postanestésica (CRPA) constituye un importante indicador de éxito en anestesia y cirugía¹⁻³ y es un parámetro esencial dentro de la planificación anestésica^{4,5} que requiere una mirada holística sobre los múltiples componentes involucrados en la restitución de las capacidades y la homeostasis⁶. Los parámetros fisiológicos, tiempos de recuperación y eventos adversos como morbilidad y mortalidad desestiman la perspectiva del paciente⁷.

Para superar la limitación de las mediciones exclusivamente biológicas y estandarizar la evaluación de la CRPA, Myles et al. diseñaron el cuestionario original QoR-40⁷. Los reactivos de este instrumento fueron agrupados en cinco dimensiones clínicas (estado emocional, confort físico, apoyo psicológico, independencia física y dolor) de manera puramente conceptual y teórica, fundamentándose en revisión de literatura y consenso de expertos, sin emplear un análisis factorial para derivar empíricamente dicha estructura multidimensional.

Posteriormente, Stark et al. desarrollaron su versión abreviada, el QoR-15, seleccionando los 15 ítems más potentes y representativos de aquellas dimensiones conceptuales originales³: confort físico (5 ítems), estado emocional (4), apoyo psicológico (2), independencia física (2) y dolor (2). Es autoadministrado; cada ítem se puntúa de 0 a 10 (rango total 0-150) y los cinco ítems que exploran síntomas negativos se puntúan en forma inversa. Este instrumento suministró un método válido, confiable, sensible y fácil de usar, de un modo más eficiente y sencillo para estimar la CRPA. Por su versatilidad, bajo costo, claridad y facilidad de uso, el QoR-15 se ha consolidado a nivel internacional como una de las mejores estimaciones del grado global de recuperación centrada en el paciente.

Aunque existen validaciones previas del cuestionario al español peninsular⁸ y colombiano⁹, dichas adaptaciones se focalizaron predominantemente en la consistencia interna o fallaron en demostrar un ajuste empírico adecuado del modelo original mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Esta carencia de un modelo estructural robusto, sumado a la necesidad de una adaptación transcultural específica al español rioplatense por las diferencias socioculturales y semánticas, evidencia una brecha metodológica. Por consiguiente, el objetivo de este estudio fue adaptar transculturalmente el QoR-15 al español rioplatense y realizar una exhaustiva evaluación psicométrica, empleando AFC para reevaluar y dilucidar empíricamente su verdadera estructura dimensional subyacente.

Materiales y métodos

Diseño y aspectos éticos

Este estudio de cohorte prospectivo y multicéntrico fue autorizado por el Hospital Italiano de San Justo y el Hospital Escuela Gral. San Martín de Corrientes (Servicios de Anestesiología, Directores y Comité de Ética de Protocolos de Investigación, protocolo N° 7273). Se obtuvo el consentimiento informado de los participantes para el uso anónimo y confidencial de sus datos con fines de investigación. El estudio se llevó a cabo bajo los princi-

pios éticos establecidos en las normativas regulatorias de investigación en salud humana a nivel nacional (Resolución del Ministerio de Salud de la Nación 1480/2011), la Declaración de Helsinki de la Asociación Médica Mundial y sus enmiendas, la Ley Nacional de Protección de Datos Personales N° 25.326 (Ley de Habeas Data) y la Ley de Derechos del Paciente N° 26.529. Los formularios entregados a los pacientes fueron copias iguales que carecen de cualquier señal de identificación personal particular (ver Anexo 1). Una vez contestado, sólo el investigador tuvo acceso a los mismos. De esa manera se garantizó el anonimato y la confidencialidad sin percibirse presión alguna. Los resultados fueron incluidos en una base de datos digital con exclusivo acceso del investigador. Se declara ausencia de conflictos de interés de los autores y demás participantes. Este trabajo fue realizado sin financiación de fuentes externas.

Adaptación transcultural

Basado en las recomendaciones de la bibliografía¹⁰⁻¹⁵, con autorización del autor original (Myles PS) y con la participación de un comité de cuatro expertos bilingües de la disciplina, se realizó la traducción directa e inversa (forward-backward translation) obteniéndose una versión preliminar del QoR-15 en español rioplatense. Un grupo piloto de 20 pacientes (10 por centro) contestó y fue entrevistado sobre la claridad, comprensión y facilidad para responder. Sin requerir modificaciones, se estableció la versión definitiva del cuestionario (Anexo 1).

Muestra y variables

Mediante un muestreo no probabilístico consecutivo, la muestra incluyó pacientes adultos capaces de responder el cuestionario y previstos para cirugías bajo anestesia general, regional o combinada a criterio del anestesiólogo responsable. Los datos fueron recolectados presencialmente por el investigador o un asistente entrenado; el cuestionario fue autoadministrado en el preoperatorio y, en el posoperatorio, en la sala de recuperación postanestésica o en sala general. Se excluyeron aquellos que no comprendieran el idioma, impedidos de responder o con complicaciones graves, trastornos cognitivos/psiquiátricos, dependencia de drogas o alcohol, embarazadas y cirugías de emergencia (condiciones similares al estudio original). Se registró edad, sexo, clase ASA (American Society of Anesthesiologists, 1 a 4), comorbilidades, tipo de cirugía (según especialidad), naturaleza (programada/no programada), duración de la cirugía (minutos) y tiempo de evaluación posoperatoria (horas).

Cada paciente respondió el QoR-15 y la escala de evaluación analógica visual (VAS) en el preoperatorio inme-

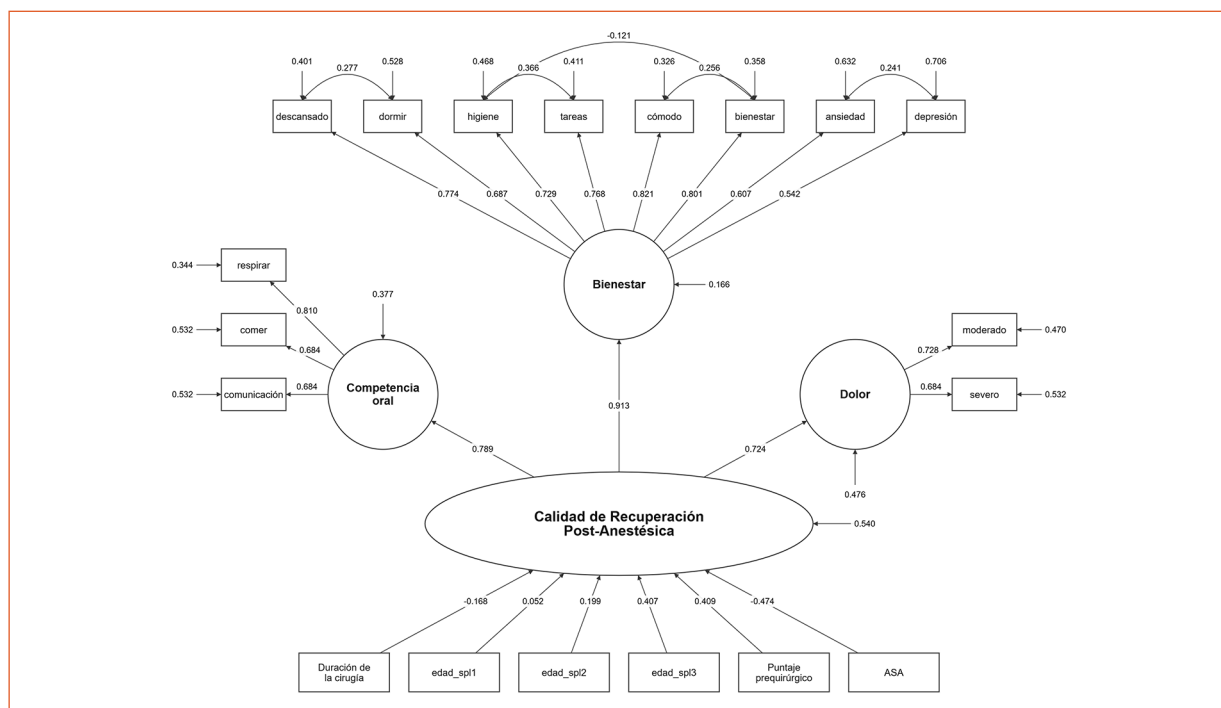
diato como medida basal, y en el período comprendido entre 1 y 120 horas del posoperatorio (media de 25.8 horas). El tamaño muestral (n=318) se determinó superando el mínimo de 10 participantes por ítem¹⁸ y el umbral crítico de 200 casos exigido habitualmente para garantizar estimaciones estables y prevenir el sesgo sistemático del RMSEA típico de muestras pequeñas en el modelado de ecuaciones estructurales¹⁶.

Análisis estadístico

Se utilizó el programa Excel para la base de datos, SPSS para los cálculos estadísticos generales y el Análisis de Componentes Principales (ACP), y RStudio para el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) y el modelo MIMIC. La estructuración inicial se realizó utilizando un enfoque secuencial de calibración sobre la misma muestra total. Posteriormente, para confirmar empíricamente la estabilidad estructural, se realizó un análisis de sensibilidad adicional (validación cruzada interna) dividiendo la base de datos de manera cronológica en primera y segunda mitad independientes. Se seleccionaron a priori las variables edad, sexo, clase ASA y duración de la cirugía como predictores del modelo MIMIC por su probada relevancia clínica en la morbilidad y recuperación anestésica, junto con el puntaje prequirúrgico para ajustar por el estado basal del paciente. Inicialmente se aplicó un ACP con rotación Varimax normalizada como paso heurístico para explorar la distribución inicial de los ítems. Posteriormente y de forma independiente, se procedió a realizar un AFC sobre los mismos 318 casos como herramienta de verificación estructural y paso necesario para llegar al modelo MIMIC. El modelo MIMIC se configuró con una estructura jerárquica: tres factores de primer orden (bienestar, competencia oral y dolor) y un factor global de segundo orden (calidad de recuperación postanestésica), sobre el cual se efectuó una regresión múltiple estructural de predictores clínicos (Figura 1).

Para corregir posibles limitaciones de la especificación estructural inicial, y evaluar la forma funcional más adecuada de los predictores, se estimaron y compararon cuatro modelos alternativos que mantuvieron constante la estructura de medición, variando únicamente la especificación de la parte estructural^{17,19}. Los modelos considerados fueron: (1) edad dicotomizada en su media; (2) edad continua lineal; (3) edad mediante splines cúbicos naturales con tres grados de libertad y duración quirúrgica lineal; y (4) ambas variables mediante splines —utilizados para modelar relaciones complejas o no estrictamente lineales—. La comparación de los modelos se basó en convergencia, ausencia de soluciones impropias, índices robustos de ajuste global, AIC (Criterio de Infor-

Figura 1 | Estructura de medición y modelo estructural MIMIC de segundo orden para el QoR-13 (versión adaptada al español rioplatense). Se presentan los coeficientes de regresión estandarizados y las cargas factoriales robustas



mación de Akaike), BIC (Criterio de información Bayesiano), varianza explicada del factor global y estabilidad de las cargas factoriales^{19,20}. Se evaluó la multicolinealidad mediante el Factor de Inflación de la Varianza (VIF) para todos los predictores.

Una ventaja metodológica crítica del enfoque MIMIC jerárquico frente a las regresiones lineales tradicionales radica en su capacidad para modelar variables libres de error de medición. En los modelos basados en puntuaciones observadas (sumatorias), los coeficientes sufren sesgos por la falta de fiabilidad de los ítems. El modelo aquí propuesto realiza un filtrado de errores en cascada: en un primer nivel, separa la varianza de error de cada reactivo de los factores de primer orden; en un segundo nivel, aísla la varianza residual de las dimensiones respecto al factor global. De este modo, la regresión estructural se ejecuta sobre un constructo latente depurado, garantizando estimaciones potencialmente menos sesgadas por error de medición. Para los AFC y el modelo MIMIC se utilizó la versión robusta del estimador de Máxima Verosimilitud (MLR), tomando como indicadores de bondad de ajuste la p de Chi-cuadrado, el Índice Comparativo de Ajuste robusto (CFI), el Error Cuadrático Medio de Aproximación robusto (RMSEA) y la Raíz Cuadrada Media Residual Estandarizada (SRMR).

Se estimaron las cargas factoriales, la Fiabilidad Compuesta (Omega), la Varianza Media Extractada (AVE)¹⁸ y la validez discriminante mediante la razón heterotrait-monotrait (HTMT)²¹. La regresión lineal multivariada de los predictores sobre el factor de segundo orden representa la validez de criterio del constructo, ajustando por las demás variables y con las ventajas del bajo error al trabajar con factores latentes. Se evaluó la invarianza de medida mediante el enfoque MIMIC²², examinando los índices de modificación (MI) empíricos para identificar la presencia de Funcionamiento Diferencial del Ítem (DIF). Se evaluaron los 65 efectos directos posibles correspondientes a 5 parámetros estructurales (edad modelada con 3 bases spline, clasificación ASA y sexo) sobre los 13 ítems observables. Para controlar la inflación del error Tipo I, se aplicó la corrección de Bonferroni ($\alpha = 0.05 / 65 = 0.00077$; umbral χ^2 crítico ≈ 11.38 , $gl = 1$). El análisis psicométrico abarcó validez (constructo, criterio y discriminante), fiabilidad (consistencia interna, partición en mitades, fiabilidad compuesta), capacidad de respuesta (delta de Glass, d de Cohen y Tamaño de Efecto en Lenguaje Común —CLES—), aceptabilidad y viabilidad. El desarrollo de un algoritmo predictivo clínico basado en la estructura del modelo MIMIC se aborda en un artículo complementario de los autores²³. Los nombres

de las dimensiones resultantes se asignaron buscando congruencia teórica con los dominios del QoR-40 original adaptados a la nueva estructura de 13 ítems.

Resultados

En el período de noviembre de 2024 a enero de 2025 respondieron el cuestionario 318 pacientes (Tabla 1).

Estructura factorial

El índice KMO (0.896) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 2225.428$, $gl = 105$, $p < 0.0001$)

confirmaron la excelente adecuación de los datos. El ACP extrajo cuatro componentes; el cuarto estuvo compuesto únicamente por el ítem relativo al apoyo del personal asistencial (Ayuda de Médicos/Enfermeros), cuyo comportamiento particular ya fue reconocido por los autores originales⁷. Debido a la inestabilidad de los factores de un solo ítem y a que este reactivo mide soporte externo y no el estado de recuperación intrínseco del paciente, se decidió su exclusión. En la instancia confirmatoria (AFC), el ítem “Vómito” evidenció una carga factorial

Tabla 1 | Características demográficas y perfil clínico-quirúrgico de la muestra (N = 318)

Variable	Frecuencia o Media (n / $\bar{X}$)	Frecuencia Relativa o Rango (% / Rango)
Demográficas		
Edad (años), $\bar{X} \pm D.E.$	46.6 $\pm$ 16.4	Rango: 17-98
Sexo (Masculino)	178	56.0%
Estado Físico (ASA)		
ASA I	118	37.1%
ASA II	129	40.6%
ASA III	68	21.4%
ASA IV	3	0.9%
Comorbilidades Médicas		
Cardiovascular	82	25.8%
Respiratoria	29	9.1%
Endocrina	28	8.8%
Gastrointestinal	23	7.2%
Neurológica	22	6.9%
Renal	5	1.6%
Otras comorbilidades	106	33.3%
Variables Quirúrgicas		
Tipo de cirugía (Especialidad)		
— General	132	41.5%
— Ortopédica	109	34.3%
— Cardiotorácica	24	7.5%
— Neurocirugía	22	6.9%
— Maxilofacial	17	5.3%
— Urológica	11	3.5%
— Vascular	5	1.6%
Cirugía Programada	239	75.2%
Duración de la cirugía (min), $\bar{X}$	91.83	Rango: 15-480
Tiempo en post-anestesia (horas), $\bar{X}$	25.78	Rango: 1-120

Los porcentajes de las comorbilidades no suman 100% debido a que un mismo paciente puede presentar más de una condición clínica de base. $\bar{X}$: Media muestral; D.E.: Desviación Estándar; ASA: American Society of Anesthesiologists. “Otras comorbilidades” incluye enfermedades oncológicas, psiquiátricas, reumatológicas y hematológicas no clasificables en grupos sistémicos mayores. Dos pacientes con procedimientos combinados (general-ortopédica y general-vascular) se contabilizaron en ambas especialidades.

débil sobre el factor “Dolor”. Fisiopatológicamente, las náuseas y el vómito responden a mecanismos químico-metabólicos y vestibulares distintos al dolor nociceptivo, por lo que se excluyó, consolidando una estructura final de 13 ítems (Anexo 2).

Selección del modelo estructural

Los cuatro modelos candidatos convergieron correctamente sin soluciones impropias. Este resultado respalda la viabilidad estadística de las especificaciones comparadas y permite interpretar las diferencias de ajuste y de capacidad explicativa como diferencias sustantivas entre modelos, no como consecuencia de problemas de estimación^{17,24}. El Modelo 3 obtuvo la mayor capacidad explicativa relevante entre los modelos parsimoniosos. El Modelo 1 explicó el 37.3% de la varianza del factor global, mientras que el Modelo 3 elevó esta proporción hasta el 46.0%. Además, el Modelo 3 presentó el menor AIC de todos los modelos comparados, con AIC = 17053.83, frente a 17075.57 en el Modelo 1 y 17059.63 en el Modelo 2. Según el enfoque de selección de modelos basado en información, diferencias de AIC superiores a 10 puntos indican escaso soporte empírico para el modelo con mayor AIC en comparación con el modelo de referencia²⁰. La comparación con el Modelo 4 refuerza la selección del Modelo 3. Aunque el Modelo 4, con splines para edad y duración quirúrgica, alcanzó una varianza explicada prácticamente idéntica ($R^2 = 0.461$ frente a $R^2 = 0.460$), presentó peor BIC y no aportó una mejora interpretativa sustantiva. Esta decisión es coherente con el principio de parsimonia: ante modelos con desempeño similar, debe preferirse el modelo más simple y teóricamente interpretable^{20,25}. Finalmente, el análisis de estabilidad de cargas confirmó que la mejora estructural no alteró la medición del constructo. La diferencia absoluta máxima entre las cargas estandarizadas del Modelo 1 (el más conservador en cuanto a especificación, ya que la edad está dicotomizada) y las del Modelo 3 fue 0.035, y la diferencia absoluta media fue 0.007, ambas por debajo del umbral práctico de 0.05. Esto sugiere que el modelo final mejora la especificación de los predictores sin comprometer la validez estructural del instrumento. Se seleccionó el Modelo 3 como modelo final.

Ajuste del modelo MIMIC final

Los puntajes promedio de la versión de 13 ítems basal y posoperatorio fueron 121 (DE 11.52) y 103 (DE 22.86). La escala de evaluación analógica visual (VAS) mostró valores de 87 (DE 15.92; disponible en 267 pacientes) y 69 (DE 23.05). Los índices de bondad de ajuste de los modelos AFC y el MIMIC final se detallan en la Tabla 2. La estructura tridimensional al AFC (CFI robusto 0.940; RMSEA robusto 0.083; SRMR 0.051) fue corroborada mediante el modelo MIMIC final (CFI robusto 0.902; RMSEA robusto 0.074; SRMR 0.053), con splines cúbicos naturales para la edad (nudos internos en 38 y 53 años), duración de la cirugía en minutos, clasificación ASA y puntaje prequirúrgico como predictores del factor global (Figura 1 y Tablas 2 y 3). Respecto al ítem “Vómito”, y con el propósito de aportar mayor rigurosidad, se evaluó un modelo MIMIC alternativo incluyendo la correlación de este reactivo con los dos ítems de dolor, mostrando un ajuste marginalmente aceptable: CFI robusto = 0.90 (0.896 exactamente); RMSEA robusto = 0.072; SRMR = 0.070. En este modelo, correlacionó significativamente con dolor severo ($r = 0.289$; $p = 0.012$), pero no con dolor moderado ($r = 0.019$; $p = 0.815$).

Parte estructural del modelo final

Se verificó ausencia de multicolinealidad. Los valores VIF de los predictores no superaron el valor de 2.6 (ubicándose holgadamente por debajo del límite de rechazo establecido en 5). En coeficientes estimados, la duración de la cirugía en minutos se asoció negativamente con la CRPA ($b = -0.005$; $p = 0.035$), lo que indica que por cada minuto adicional de cirugía el factor latente de recuperación disminuye 0.005 unidades (0.3 por hora; coeficiente estandarizado = -0.168). La clasificación ASA mostró el efecto negativo más intenso ($b = -0.939$; $p < 0.001$), indicando que un peor estado físico preoperatorio se asocia con peor recuperación. El puntaje prequirúrgico mostró una asociación positiva significativa ($b = 0.053$; $p < 0.001$). Respecto a la edad, el primer término spline no fue significativo ($b = 0.330$; $p = 0.365$), mientras que el segundo y tercer términos sí lo fueron ($b = 2.340$; $p = 0.003$; y $b = 3.479$; $p < 0.001$), confirmando una relación no lineal con la recuperación que no se ajusta a una función lineal simple ni a una dicotomización arbitraria^{25,26}.

Invarianza de medida

En el modelo de invarianza (CFI 0.922; RMSEA 0.068; SRMR 0.049), ningún efecto directo superó el umbral Bonferroni conservador (MI máximo observado = $9.68 < 11.38$), lo que respalda la invarianza de medida respecto a las características demográficas y clínicas evaluadas. Sexo fue eliminado como predictor del modelo final por clara ausencia de significancia estadística. Se liberaron cinco correlaciones entre errores de medida en el factor Bienestar (Figura 1), fundamentadas en coherencia clínica y fisiológica.

Propiedades psicométricas y validación cruzada

Las propiedades de las dimensiones y del factor global de segundo orden se presentan en la Tabla 3. La validez discriminante evaluada mediante la razón HTMT se detalla en la Tabla 4. Todos los valores HTMT oscilaron entre 0.442 y 0.733, por debajo del umbral conservador de 0.85²¹, confirmando que las tres dimensiones evalúan constructos distinguibles. Se evidenció validez convergente mediante una correlación positiva muy fuerte entre los 13 ítems validados y la escala VAS posoperatoria (ρ de Spear-

Tabla 2 | Índices de bondad de ajuste de los modelos de análisis factorial confirmatorio y del modelo MIMIC final

Modelo	Chi ² (gl)	Valor de p*	CFI	RMSEA	SRMR
Unidimensional	229.874 (60)	< 0.0001	0.880	0.114	0.070
Tres Factores (General)	143.170 (57)	< 0.0001	0.940	0.083	0.051
Tres Factores (Mitad 1)	116.622 (57)	< 0.0001	0.924	0.095	0.064
Tres Factores (Mitad 2)	116.676 (57)	< 0.0001	0.931	0.091	0.064
MIMIC (Final)	312.591 (129)	< 0.0001	0.902	0.074	0.053

CFI: Comparative Fit Index (ajuste aceptable ≥ 0.90)⁴⁰; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation (buen ajuste ≤ 0.08 ; ajuste marginal ≤ 0.10)^{30,31}; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual (buen ajuste < 0.08)⁴¹. Ante muestras mayores a 250 casos o más de 12 variables, se esperan sistemáticamente valores de p estadísticamente significativos ($p < 0.05$) en la prueba Chi-cuadrado, aun cuando el modelo presente un excelente ajuste empírico⁴¹. Mitad 1 ($n = 159$) y Mitad 2 ($n = 159$). Todos los modelos fueron estimados con máxima verosimilitud robusta (MLR) y reportan índices de ajuste robustos.

Tabla 3 | Cargas factoriales, fiabilidad y validez convergente de las dimensiones y del factor global de segundo orden

Factor	Ítems	Cargas factoriales	Fiabilidad compuesta (ω)	AVE
Bienestar	8	0.542 y 0.607-0.821	0.848	0.521
Competencia oral	3	0.684-0.810	0.771	0.530
Dolor	2	0.684-0.728	0.665	0.499
MIMIC: Factor de segundo orden	3	0.724-0.913	0.852	0.660

AVE: Average Variance Extracted (Varianza Media Extractada); ω : Fiabilidad compuesta McDonald's Omega. Criterios de validez de constructo: cargas factoriales ≥ 0.5 , fiabilidad compuesta $\omega \geq 0.7$, y AVE ≥ 0.5 .

Tabla 4 | Validez discriminante (Ratio HTMT)

Factor	Bienestar	Competencia oral	Dolor
Bienestar	1.000		
Competencia oral	0.677	1.000	
Dolor	0.733	0.442	1.000

HTMT: Heterotrait-Monotrait Ratio. Valores HTMT < 0.85 indican una estricta validez discriminante entre los constructos latentes.

man = 0.87; r de Pearson = 0.85; IC 95%: 0.81-0.88; $p < 0.001$). Se comprobó validez discriminante al comparar puntajes posoperatorios entre grupos con buena (VAS ≥ 70 : media = 116.75 ± 11.17) y mala recuperación (VAS < 70 : media = 82.48 ± 19.90), con diferencias altamente significativas (Wilcoxon, $p < 0.001$; d de Cohen = 2.23; IC 95%: 1.94-2.51; CLES = 0.94)^{27,28}. La sumatoria de 13 ítems mostró correlación prácticamente perfecta con la de 15 ítems originales ($r = 0.996$; $\rho = 0.995$), demostrando que la exclusión no produce pérdida de información clínicamente relevante.

Para asegurar que el uso de la muestra total en la fase exploratoria y confirmatoria no comprometiera los resultados, la estructura factorial de 13 ítems y 3 dimensiones se sometió a validación cruzada en dos submuestras independientes ($n = 159$ cada una), siguiendo la metodología descrita por publicaciones de referencia en validación psicométrica²⁹. El modelo AFC demostró un ajuste adecuado en ambas mitades (Mitad 1: CFI robusto = 0.924, SRMR = 0.064, RMSEA robusto = 0.095; Mitad 2: CFI robusto = 0.931, SRMR = 0.064, RMSEA robusto = 0.091). Si bien los índices RMSEA de ambas submuestras se ubican en un nivel de ajuste mediocre o marginal según umbrales convencionales en escala continua (0.08 a 0.10)^{30,31} sin alcanzar el límite inaceptable (> 0.10), hemos evitado explícitamente agregar parámetros post-hoc (ej. covarianzas de error espurias) para forzar un índice inferior a 0.08, dado que la literatura clásica desaconseja rotundamente esta práctica por su alta susceptibilidad a la capitalización del azar metodológico³¹. Sumado a esto, se encuentra ampliamente documentado que el RMSEA presenta un sesgo sistemático de sobrestimación del error en muestras reducidas ($n < 200$)¹⁸. Por ello, la presentación del modelo parsimonioso original y su interpretación conjunta con índices CFI robustos (> 0.92) y el consistente SRMR, confirma una adecuada estabilidad empírica.

La consistencia interna global fue excelente ($\alpha = 0.90$; IC 95%: 0.88-0.92; Lambda 6 = 0.92). Para cada dominio, los coeficientes alfa de Cronbach fueron: Bienestar ($\alpha = 0.89$), Competencia oral ($\alpha = 0.70$) y Dolor ($\alpha = 0.65$). La correlación inter-ítem promedio fue 0.42, en el rango óptimo

(0.20-0.50)³². El coeficiente de confiabilidad por mitades (Spearman-Brown) fue 0.90 y Lambda 4 de Guttman fue 0.94. La capacidad de respuesta al cambio pre-postoperatorio mostró el deterioro clínicamente esperado (d de Cohen = 1.01; Delta de Glass = 1.59; CLES = 77.9%)^{27,28}. Debido a que los puntajes no presentaron distribución normal (Shapiro-Wilk, $p < 0.001$) ni homogeneidad de varianzas (Fligner-Killeen, $p < 0.001$), se utilizaron pruebas no paramétricas (Wilcoxon para dos grupos y Kruskal-Wallis para comparaciones múltiples). Las cirugías programadas (104.54 ± 20.81) y no programadas (96.42 ± 27.42) difirieron en 8.1 puntos, con significación límite (Wilcoxon, $p = 0.048$) y tamaño de efecto pequeño (d de Cohen = 0.36)²⁷. Por especialidad quirúrgica (excluyendo cirugía vascular por su escaso número; $n = 312$) se verificaron diferencias significativas (Kruskal-Wallis: $\chi^2 = 33.52$, $gl = 5$, $p < 0.001$; f de Cohen = 0.34)²⁷, con la cirugía cardiotorácica presentando los puntajes más bajos (80.54 ± 29.48) y la cirugía general los más altos (107.80 ± 23.82). **Aceptabilidad y viabilidad:** El 100% de los pacientes completó el cuestionario en menos de 5 minutos, un 70.12% ($n = 223$) agradeció la oportunidad de expresar sus vivencias, y se registró un único ítem faltante en los 636 cuestionarios QoR-15 administrados.

Discusión

Como el QoR-15 original unidimensional³ fue construido a partir del QoR-40²⁷ con cinco dimensiones conceptuales, nuestro abordaje incluyó un Análisis de Componentes Principales que reveló una estructura de cuatro componentes. El componente conformado por un solo ítem (Ayuda de Médicos/Enfermeros) fue excluido por las razones ya referidas. Asimismo, se decidió la separación del ítem Vómito, luego de evaluarlo conceptualmente, generando un modelo de 13 ítems más estable para el posterior análisis MIMIC. Frente a las adaptaciones previas al español, nuestra versión mostró mayor validez convergente con la VAS ($\rho = 0.87$ frente a $r = 0.76$ en España⁸ y 0.51 en Colombia⁹), mayor consistencia interna ($\alpha = 0.90$ frente a 0.86 y 0.74) y similar sensibilidad al cambio ($d = 1.01$ frente a 0.94³). La validación española no evaluó la estructura factorial⁸, mientras que en la colombiana el AFC rechazó el modelo unidimensional (CFI = 0.40;

RMSEA = 0.16) y el análisis exploratorio sugirió un factor adicional⁹, en línea con la estructura multidimensional que aquí se confirma.

La configuración de un factor general (CRPA) estructurado en tres variables latentes refleja un constructo global coherente modulado por los predictores clínicos (Figura 1). - **Bienestar**: comprende múltiples dimensiones físicas y emocionales. - **Competencia oral**: congrega tres atributos que requieren coordinación funcional aerodigestiva y cognitiva³³, interpretados como signos esenciales de rehabilitación^{34,35}. - **Dolor**: posee una connotación nociceptiva específica. Como se demostró en el modelo alternativo, “Vómito” correlacionó significativamente con dolor severo pero no con moderado, hallazgo clínicamente coherente: los cuadros de dolor severo desencadenan respuestas autonómicas capaces de inducir emesis y requieren mayores dosis de opioides de rescate, siendo las náuseas y vómitos postoperatorios (PONV) su principal efecto adverso^{36,37}. Por ende, “Vómito” actúa como consecuencia fisiológica o farmacológica del dolor severo, justificando su exclusión de una subescala de dolor puro. Las cinco covarianzas residuales liberadas dentro de Bienestar se fundamentan en coherencia clínica: higiene y tareas comparten variabilidad ligada a la autonomía funcional; descansar y dormir reflejan sinergia fisiológica; cómodo y bienestar se asocian por el confort como prerrequisito del bienestar subjetivo; ansiedad y depresión covarían por solapamiento afectivo ante estrés quirúrgico; e higiene y bienestar se vinculan por el impacto de la independencia en el aseo sobre la dignidad del paciente hospitalizado.

El puntaje prequirúrgico mantiene una asociación fuerte y positiva dado que refleja la línea de base subjetiva del paciente. El nivel de ASA mostró el efecto esperado: a mayor riesgo prequirúrgico, menor calidad de recuperación. El impacto negativo de la duración de la cirugía condice con la evidencia sobre la relevancia de acortar el tiempo anestésico^{38,39}. Aunque el efecto por minuto es pequeño, resulta acumulativo: un aumento de un desvío estándar en la duración ($\approx$ 51 minutos) se asocia con una disminución de 0.17 desvíos estándar en la CRPA, magnitud relevante en procedimientos prolon-

gados. Respecto a la edad, se produce un hallazgo de notable interés, ya detectado en el trabajo original³. En análisis univariados, la edad presenta una clásica relación negativa con la recuperación. Sin embargo, al incorporar ASA, el coeficiente invirtió su signo hacia un valor positivo significativo. Cuando se excluyó ASA, la edad dejó de ser significativa. Clínicamente, ASA logra absorber la fragilidad fisiológica asociada al envejecimiento; una vez normalizada, se evidencia que los pacientes mayores tienden a exhibir perfiles de estoicismo psicológico, reportando niveles superiores de bienestar en la autoevaluación frente a pacientes jóvenes sometidos a idéntico riesgo sistémico. A diferencia del trabajo original³, no se evidenció relación del QoR-15 con el sexo. Este hallazgo nulo resulta robusto, dado que nuestra muestra —de tamaño sustancialmente mayor ($N = 318$ vs. $N = 127$) y más equilibrada entre sexos (56% vs. 68% de varones)— ofrecía mayor potencia para detectar dicha diferencia si existiera. La ausencia de asociación podría explicarse por el perfil quirúrgico particular de nuestra cohorte.

Las cargas factoriales, la AVE, los coeficientes de fiabilidad (α , ω y partición en mitades) y los tamaños de efecto pre-posoperatorios respaldan la solidez psicométrica de la versión validada.

El elevado reclutamiento y rápido cumplimiento afirman la posibilidad de implementar esta herramienta en programas de calidad. El costo de administración es ínfimo considerando el escaso material, el corto tiempo para responder y la mínima capacitación requerida.

Una implicancia clínica directa de la reducción del instrumento a 13 ítems es la modificación del rango del puntaje global (0 a 130). Por consiguiente, los puntos de corte internacionales previamente publicados sobre la versión de 150 puntos no son directamente aplicables de forma cruda, requiriendo un reajuste proporcional o la recalibración de nuevos umbrales clínicos locales en investigaciones posteriores.

Este estudio presenta limitaciones. El ACP y el AFC se realizaron sobre la misma muestra, lo que limita la independencia de la validación estructural: aunque la validación cruzada en submuestras ($n = 159$ cada una) mostró un ajus-

te consistente, ambas mitades provienen de la cohorte en la que se derivó el modelo. Tampoco se evaluó la fiabilidad test-retest. Si bien el origen bicéntrico de la muestra (Buenos Aires y Corrientes) respalda la estabilidad empírica del modelo de 13 ítems y permitió articular el desarrollo de un modelo predictivo individual para uso clínico²³, la validación en cohortes externas independientes constituirá un paso clave para consolidar su generalizabilidad.

En conclusión, la versión adaptada al español rioplatense del cuestionario QoR-15, optimizada a 13 ítems, demostró ser una herramienta válida, confiable, sensible y factible para medir la calidad de recuperación postanestésica. Este instrumento resulta robusto y clínicamente útil para su aplicación en investigaciones y programas de mejora continua local.

Conflicto de intereses: Ninguno para declarar

Bibliografía

1. Kluivers KB, Riphagen I, Vierhout ME, Brölmann HA, de Vet HC. Systematic review on recovery specific quality-of-life instruments. *Surgery* 2008; 143: 206-15.
2. Guimarães-Pereira L, Costa M, Sousa G, Abelha F. Quality of recovery after anaesthesia measured with QoR-40: a prospective observational study. *Rev Bras Anesthesiol* 2016; 66: 369-75.
3. Stark PA, Myles PS, Burke JA. Development and psychometric evaluation of a postoperative quality of recovery score: the QoR-15. *Anesthesiology* 2013; 118: 1332-40.
4. Herrera FJ, Wong J, Chung F. A systematic review of postoperative recovery outcomes measurements after ambulatory surgery. *Anesth Analg* 2007; 105: 63-9.
5. Myles PS, Hunt JO, Nightingale CE, et al. Development and psychometric testing of a quality of recovery score after general anesthesia and surgery in adults. *Anesth Analg* 1999; 88: 83-90.
6. Myles PS. More than just morbidity and mortality - quality of recovery and long-term functional recovery after surgery. *Anaesthesia* 2020; 75: e143-e50.
7. Myles PS, Weitkamp B, Jones K, Melick J, Hensen S. Validity and reliability of a postoperative quality of recovery score: The QoR-40. *Br J Anaesth* 2000; 84: 11-5.
8. Morales-Ariza V, Loaiza-Aldeán Y, de Miguel M, et al. Validation and cross-cultural adaptation of the postoperative quality of recovery 15 (QoR-15) questionnaire for Spanish-speaking patients: a prospective cohort study. *Am J Surg* 2023; 225: 740-7.
9. Echeverri-Mallarino V, Rodríguez Romero VA. Validation and cross-cultural adaptation of the quality of recovery-15 questionnaire in a Spanish-speaking population in Colombia. *BJA Open* 2023; 8: 100231.
10. Hambleton R, Zenisky A. Translating and adapting tests for cross-cultural assessments. En: Matsumoto D, Van de Vijver F, eds. *Cross-Cultural Research Methods in Psychology*. Cambridge: Cambridge University Press, 2012, p 46-70.
11. Arribas A. Adaptación transcultural de instrumentos. Guía para el proceso de validación de instrumentos tipo encuestas. *Rev Asoc Med Bahía Blanca* 2006; 16: 74-82.
12. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine* 2000; 25: 3186-91.
13. American Educational Research Association, American Psychological Association, National Council on Measurement in Education. *Standards for educational and psychological testing*. Washington (DC): American Educational Research Association, 2014.
14. International Test Commission. *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests*, Second edition. International Test Commission 2017.
15. Wild D, Grove A, Martin M, et al. Principles of good practice for the translation and cultural adaptation process for patient-reported outcomes (PRO) measures: report of the ISPOR task force for translation and cultural adaptation. *Value Health* 2005; 8: 94-104.
16. Chen F, Curran PJ, Bollen KA, Kirby J, Paxton P. An empirical evaluation of the use of fixed cutoff points in RMSEA test statistic in structural equation models. *Sociol Methods Res* 2008; 36: 462-94.
17. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling*, 4th ed. New York: Guilford Press, 2016.
18. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. *Multivariate data analysis*, 8th ed. Boston: Cengage Learning, 2018.
19. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 1999; 6: 1-55.

20. Burnham KP, Anderson DR. Model selection and multimodel inference: a practical information-theoretic approach, 2nd ed. New York: Springer, 2002.
21. Henseler J, Ringle CM, Sarstedt M. A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *J Acad Mark Sci* 2014; 43: 115-35.
22. Muthén BO. Latent variable modeling in heterogeneous populations. *Psychometrika* 1989; 54: 557-85.
23. Benítez SM, Vázquez Peña FR, Puyol RB, Grande Ratti MF, Vázquez Navarro M, Córdón Pozo E. Desarrollo y calibración de MIMIC-CPM para la calidad de recuperación postanestésica. *Medicina (B Aires)* xxxx; xx:xx-xx.
24. Rosseel Y. lavaan: An R package for structural equation modeling. *J Stat Softw* 2012; 48: 1-36.
25. Harrell FE. Regression modeling strategies: with applications to linear models, logistic and ordinal regression, and survival analysis, 2nd ed. Cham: Springer, 2015.
26. Altman DG, Royston P. The cost of dichotomising continuous variables. *BMJ* 2006; 332: 1080.
27. Cohen J. Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences, 2nd ed. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 1988.
28. McGraw KO, Wong SP. A common language effect size statistic. *Psychol Bull* 1992; 111: 361-5.
29. Stalmeijer RE, Dolmans DH, Wolfhagen IH, Muijtjens AM, Scherpbier AJ. The maastricht clinical teaching questionnaire (MCTQ) as a valid and reliable instrument for the evaluation of clinical teachers. *Acad Med* 2010; 85: 1732-8.
30. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford Press; 2006.
31. MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol Methods* 1996; 1: 130-49.
32. Clark LA, Watson D. Constructing validity: basic issues in objective scale development. *Psychol Assess* 1995; 7: 309-19.
33. Evered L, Atkins K, Silbert B, Scott DA. Acute peri-operative neurocognitive disorders: a narrative review. *Anaesthesia* 2022; 77: 34-42.
34. Rowley P, Boncyk C, Gaskell A, et al. What do people expect of general anaesthesia? *Br J Anaesth* 2017; 118: 486-8.
35. Fung D, Cohen M. What do outpatients value most in their anesthesia care? *Can J Anaesth* 2001; 48: 12-9.
36. Odom-Forren J, Rayens MK, Gokun Y, et al. The relationship of pain and nausea in postoperative patients for 1 week after ambulatory surgery. *Clin J Pain* 2015; 31: 845-51.
37. Gan TJ, Habib AS. Postoperative nausea and vomiting: a practical guide, 1st ed. New York: Cambridge University Press, 2016.
38. Weingarten TN, Bergan TS, Narr BJ, Schroeder DR, Sprung J. Effects of changes in intraoperative management on recovery from anesthesia: a review of practice improvement initiative. *BMC Anesthesiol* 2015; 15: 54.
39. Gao S, Barelo S, Chen L, et al. Clinical guidelines on perioperative management strategies for enhanced recovery after lung surgery. *Transl Lung Cancer Res* 2019; 8: 1174-87.
40. Norman GR, Streiner DL. Biostatistics: The bare essentials, 3rd ed. Shelton, CT: People's Medical Publishing House; 2008.
41. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate data analysis, 7th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall; 2009.

Versión adaptada de 15 ítems

ANEXO N° 1 - FORMULARIO DEL QoR-15 ADAPTADO

Quality of Recovery-15 (QoR-15) - Adaptación al Español Rioplatense

Fecha: _____ Estudio ID: _____ ☐ Prequirúrgico ☐ Posquirúrgico

PARTE A: ¿CÓMO SE HA SENTIDO EN LAS ÚLTIMAS 24 HORAS?

Respuestas puntuadas de 0 a 10 (0 = en ningún momento [mal], 10 = en todo momento [excelente])

1. Capaz de respirar sin problemas	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
2. ¿Puede disfrutar la comida?	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
3. ¿Se siente descansado?	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
4. ¿Ha dormido bien?	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
5. ¿Puede cuidar su higiene personal sin requerir ayuda?	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
6. ¿Capaz de comunicarse correctamente con familia o amigos?	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
7. Ha recibido ayuda de médicos y personal de enfermería del hospital	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
8. ¿Puede regresar al trabajo y a las tareas cotidianas?	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
9. Se siente cómodo y en control	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
10. Tiene sensación de bienestar general	En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento

PARTE B: ¿HA EXPERIMENTADO ALGUNO DE LOS SIGUIENTES ESTADOS EN LAS ÚLTIMAS 24 HORAS?

Respuestas puntuadas de 10 a 0 (10 = en ningún momento [excelente], 0 = en todo momento [mal])

11. Dolor moderado	En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
12. Dolor severo	En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
13. Náuseas o vómitos	En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
14. Preocupación o ansiedad	En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
15. Tristeza o depresión	En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento

DATOS DEMOGRÁFICOS

Edad _____ Sexo ☐ F ☐ M

Estado Físico ASA: _____

COMORBILIDADES

- ☐ Cardiovascular
☐ Renal
☐ Respiratoria
☐ Gastrointestinal
☐ Neurológica
☐ Endocrinológica
☐ Otras

TIPO DE CIRUGÍA

- ☐ Programada
☐ No programada
☐ Cardiorrácica
☐ General
☐ Ortopédica
☐ Neurocirugía
☐ Vascular
☐ Maxilofacial
☐ Urológica

Duración cirugía: _____ Min

Evaluación post: _____ horas

Versión Validada de 13 ítems

ANEXO N° 2 - FORMULARIO QoR-13 (VERSIÓN ADAPTADA EN ESPAÑOL RIOPLATENSE)

Quality of Recovery-13 (QoR-13) - Versión Depurada en Español Rioplatense

Fecha: _____ Estudio ID: _____ ☐ Prequirúrgico ☐ Posquirúrgico

PARTE A: ¿CÓMO SE HA SENTIDO EN LAS ÚLTIMAS 24 HORAS?

Respuestas puntuadas de 0 a 10 (0 = en ningún momento [mal], 10 = en todo momento [excelente])

1. Capaz de respirar sin problemas

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

2. ¿Puede disfrutar la comida?

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

3. ¿Se siente descansado?

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

4. ¿Ha dormido bien?

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

5. ¿Puede cuidar su higiene personal sin requerir ayuda?

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

6. ¿Capaz de comunicarse correctamente con familia o amigos?

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

7. ¿Puede regresar al trabajo y a las tareas cotidianas?

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

8. Se siente cómodo y en control

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

9. Tiene sensación de bienestar general

En ningún momento	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

PARTE B: ¿HA EXPERIMENTADO ALGUNO DE LOS SIGUIENTES ESTADOS EN LAS ÚLTIMAS 24 HORAS?

Respuestas puntuadas de 10 a 0 (10 = en ningún momento [excelente], 0 = en todo momento [mal])

10. Dolor moderado

En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

11. Dolor severo

En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

12. Preocupación o ansiedad

En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

13. Tristeza o depresión

En ningún momento	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	En todo momento
	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐	

DATOS DEMOGRÁFICOS

Edad _____ Sexo ☐ F ☐ M

Estado Físico ASA: _____

COMORBILIDADES

- ☐ Cardiovascular
☐ Renal
☐ Respiratoria
☐ Gastrointestinal
☐ Neurológica
☐ Endocrinológica
☐ Otras

TIPO DE CIRUGÍA

- ☐ Programada
☐ No programada
☐ Cardiotorácica
☐ General
☐ Ortopédica
☐ Neurocirugía
☐ Vascular
☐ Maxilofacial
☐ Urológica

Duración cirugía: _____ Min

Evaluación post: _____ horas