Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar, Ciudad de México, México.
ISSN 2707-2207 / ISSN 2707-2215 (en línea), septiembre-octubre 2026,
Volumen 10, Número 5.

https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v10i5

RIESGO DE APNEA OBSTRUCTIVA DEL SUEÑO Y FACTORES ASOCIADOS EN PACIENTES PROGRAMADOS PARA CIRUGÍA BAJO ANESTESIA GENERAL

RISK OF OBSTRUCTIVE SLEEP APNEA AND ASSOCIATED FACTORS IN PATIENTS SCHEDULED FOR SURGERY UNDER GENERAL ANESTHESIA

Cynthia del Carmen Córdova Peralta
Instituto Mexicano del Seguro Social México

Javier Hernández Rasgado
Instituto Mexicano del Seguro Social México

Silvia María Guadalupe Garrido Pérez
Instituto Mexicano del Seguro Social México

Pedro González Angulo
Universidad Juárez Autónoma de Tabasco, México

Jesús Mauricio Muñoz Camacho
Instituto Mexicano del Seguro Social México

Eduardo Contreras Pérez
Instituto Mexicano del Seguro Social México

Rosario Zapata Vázquez
Instituto Mexicano del Seguro Social México

DOI: https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v10i5.26464

Riesgo de Apnea Obstructiva del Sueño y Factores Asociados en Pacientes Programados para Cirugía Bajo Anestesia General

Cynthia del Carmen Córdova Peralta[1]
cynthiaperalta025@gmail.com
https://orcid.org/0009-0006-0327-5394
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

Javier Hernández Rasgado
javier.2001.residencia@gmail.com
https://orcid.org/0000-0003-0356-0372
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

Silvia María Guadalupe Garrido Pérez
silvia.garrido@imss.gob.mx
https://orcid.org/0000-0001-8545-7963
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

Pedro González Angulo
pedro.gonzalez@ujat.mx
https://orcid.org/0000-0001-6098-1945
Universidad Juárez Autónoma de Tabasco
México

Jesús Mauricio Muñoz Camacho
Jesusm.munoz@edu.uag.mx
https://orcid.org/0009-0004-8981-4066
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

Eduardo Contreras Pérez
eduardo.contrerasp@imss.gob.mx
https://orcid.org/0009-0008-3577-7166
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

Rosario Zapata Vázquez
rosario.zapata@imss.gob.mx
https://orcid.org/0000-0001-8425-0522
Instituto Mexicano del Seguro Social
México

[1] Autor principal
Correspondencia: javier.2001.residencia@gmail.com

RESUMEN

Introducción. La apnea obstructiva del sueño (AOS) suele estar subdiagnosticada y es relevante en la valoración preanestésica. El STOP-BANG clasifica su riesgo sin confirmar el diagnóstico. Se determinó el riesgo de AOS y sus factores asociados en pacientes programados para cirugía bajo anestesia general. **Material y métodos.** Estudio transversal y analítico (marzo a mayo de 2026, HGZ No. 46, IMSS) en 200 pacientes programados para cirugía bajo anestesia general, a quienes se aplicó el cuestionario STOP-BANG. Se usó estadística descriptiva e inferencial (X^2, prueba exacta de Fisher, razón de prevalencia y regresión logística; $p < 0.05$; IC 95%). **Resultados.** El riesgo aumentado se presentó en 30.5%; en estos pacientes predominaron el sexo masculino (70.5%), la edad mayor de 50 años (77.0%), el sobrepeso u obesidad (67.2%), la comorbilidad (85.2%) y la hipertensión arterial sistémica (68.9%), con $p < 0.001$. En la regresión logística mantuvieron asociación independiente el sexo masculino (OR = 22.94), la edad mayor de 50 años (OR = 20.88), la obesidad (OR = 60.16; todos $p < 0.001$) y las comorbilidades ($p = 0.022$), no así el sobrepeso ($p = 0.196$) ni la escolaridad ($p = 0.166$). El AUC fue de 0.933, con cautela porque la edad, el sexo y el IMC forman parte del puntaje. **Conclusión.** Una proporción considerable de los pacientes tuvo riesgo aumentado de AOS, asociado de forma independiente con el sexo masculino, la mayor edad, la obesidad y las comorbilidades. Conviene incorporar el STOP-BANG a la valoración preanestésica como tamizaje, no como diagnóstico.

Palabras clave: apnea obstructiva del sueño, factores de riesgo, anestesia general, tamizaje, Cuestionario STOP-BANG

Risk of obstructive sleep apnea and associated factors in patients scheduled for surgery under general anesthesia

ABSTRACT

Introduction. Obstructive sleep apnea (OSA) is often undiagnosed and relevant to pre-anesthetic evaluation. The STOP-BANG questionnaire classifies OSA risk without confirming the diagnosis. The aim was to determine OSA risk and its associated factors in patients scheduled for surgery under general anesthesia. **Materials and methods.** Cross-sectional, analytical study (March to May 2026, HGZ No. 46, IMSS) of 200 patients scheduled for surgery under general anesthesia, who completed the STOP-BANG questionnaire. Descriptive and inferential statistics were used (chi-square, Fisher's exact test, prevalence ratio and logistic regression; $p < 0.05$; 95% CI). **Results.** Increased risk occurred in 30.5%; among these patients, male sex (70.5%), age over 50 years (77.0%), overweight or obesity (67.2%), comorbidity (85.2%) and systemic arterial hypertension (68.9%) predominated, all with $p < 0.001$. In logistic regression, male sex (OR = 22.94), age over 50 years (OR = 20.88) and obesity (OR = 60.16; all $p < 0.001$) and comorbidities ($p = 0.022$) remained independently associated, unlike overweight ($p = 0.196$) and education level ($p = 0.166$). The AUC was 0.933, to be read with caution because age, sex and BMI are part of the score. **Conclusion.** A considerable proportion of patients had an increased risk of OSA, independently associated with male sex, older age, obesity and comorbidities. The STOP-BANG questionnaire should be incorporated into pre-anesthetic evaluation as a screening tool, not as a diagnostic one.

Keywords: obstructive sleep apnea, risk factors, general anesthesia, screening, STOP-BANG questionnaire

Artículo recibido 20 setiembre 2026
Aceptado para publicación: 26 octubre 2026

INTRODUCCIÓN

La apnea obstructiva del sueño (AOS) es un trastorno respiratorio caracterizado por episodios recurrentes de obstrucción parcial o completa de la vía aérea superior durante el sueño. Estos episodios pueden ocasionar hipoxemia intermitente y fragmentación del descanso. Como sus manifestaciones pueden pasar inadvertidas y no todos los pacientes tienen un diagnóstico previo, la AOS sigue siendo un problema relevante en la práctica clínica, sobre todo en la evaluación de personas con factores de riesgo (Anchía-Chavarría et al., 2023; Chavarría Mata & Vargas Acuña, 2023; Slowik et al., 2025).

La magnitud de la AOS no es uniforme entre poblaciones; las estimaciones varían según la edad, las características de los participantes y los criterios empleados para identificarla. Una revisión sistemática en personas mayores muestra que la edad es un componente importante al interpretar su frecuencia, por lo que las cifras de un grupo no deben extrapolarse a otros contextos (Ghavami et al., 2023). En Latinoamérica la disponibilidad y la cobertura de los estudios diagnósticos y de los tratamientos son desiguales, lo que dificulta la identificación oportuna de quienes viven con este trastorno (Calixto Leonor et al., 2024; Noriega-Aguirre et al., 2024).

La AOS se relaciona con alteraciones cardiovasculares y metabólicas, entre ellas hipertensión arterial, enfermedad cardiovascular y diabetes tipo 2. Entre los mecanismos propuestos están la hipoxemia intermitente, la activación simpática y la disfunción endotelial, que pueden aumentar el riesgo cardiovascular. La coexistencia de AOS y diabetes también se ha descrito como una relación bidireccional; por esta razón, reconocer el riesgo respiratorio puede ser pertinente en pacientes con comorbilidades cardiometabólicas (DiCaro et al., 2024; Gentile et al., 2025; Javaheri et al., 2024; Nara-Sauceda et al., 2024; Torres et al., 2024).

La identificación de la AOS cobra especial importancia en el periodo perioperatorio. Los anestésicos, sedantes y opioides pueden reducir el tono de la vía aérea superior y deprimir la ventilación; esto obliga a anticipar dificultades con la vía aérea y a planear la vigilancia durante la recuperación. La literatura perioperatoria también ha estudiado la relación entre la AOS y las complicaciones posoperatorias, entre ellas las alteraciones respiratorias y el delirium, aunque el riesgo individual depende del estado clínico, del procedimiento y de las medidas de atención adoptadas (Breitkopf et al., 2025; Guerrero Gutiérrez et al., 2024; Raven et al., 2024; Tracy et al., 2025).

La polisomnografía y la poligrafía respiratoria permiten evaluar los eventos respiratorios durante el sueño; sin embargo, antes de una cirugía electiva su disponibilidad puede ser limitada. Por eso en la valoración preanestésica se emplean cuestionarios de tamizaje como el STOP-BANG, que consta de ocho reactivos sobre ronquido, cansancio, apneas observadas, hipertensión, índice de masa corporal, edad, circunferencia del cuello y sexo. Su resultado estratifica el riesgo y orienta la evaluación clínica, pero no confirma por sí mismo el diagnóstico de AOS. Por otra parte, el rendimiento de un instrumento depende de la población y del propósito con que se use; la evidencia disponible no justifica tomar un resultado positivo como diagnóstico definitivo ni asumir que el tamizaje universal de adultos asintomáticos tenga beneficios demostrados en todos los contextos (Feltner et al., 2022; Pangerc et al., 2024).

En México se ha estudiado la utilidad del STOP-BANG como complemento de la valoración preanestésica en pacientes programados para anestesia general, y en otros entornos quirúrgicos se ha descrito la frecuencia de pacientes con riesgo aumentado y las características clínicas que acompañan esa clasificación (Chávez González et al., 2024; Shrestha & Kunwar, 2025). No obstante, en el Hospital General de Zona No. 46 “Dr. Bartolomé Reynés Berezaluce” del Instituto Mexicano del Seguro Social, en Villahermosa, Tabasco, era necesario documentar la distribución del riesgo de AOS en pacientes programados para cirugía bajo anestesia general y explorar su relación con las características sociodemográficas, el índice de masa corporal y las comorbilidades. El objetivo de este estudio fue determinar el riesgo de AOS mediante el cuestionario STOP-BANG y analizar su asociación con dichas características en esta población. El resultado se interpreta como riesgo identificado por tamizaje y no como prevalencia de AOS confirmada mediante un estudio de sueño.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se realizó un estudio observacional, analítico y transversal en el Hospital General de Zona No. 46 “Dr. Bartolomé Reynés Berezaluce”, IMSS, en Villahermosa, Tabasco, del 1 de marzo al 31 de mayo de 2026.

Se incluyeron pacientes mayores de 18 años, de ambos sexos, con o sin comorbilidades, programados para cirugía bajo anestesia general, que aceptaron participar y firmaron el consentimiento informado. Se excluyeron los pacientes que requerían exclusivamente anestesia regional o local, las embarazadas o

puérperas, los casos de cirugía de urgencia y los pacientes que desearon retirarse del estudio.

El tamaño de la muestra se calculó con la fórmula para estimar una proporción en población desconocida, con Z = 1.96, p = 0.5, q = 0.5 y e = 0.07, lo que dio una n = 196. El muestreo fue no probabilístico, por conveniencia.

La variable dependiente fue el riesgo de apnea obstructiva del sueño según la escala STOP-BANG, que se clasificó en bajo (0 a 2 puntos), intermedio (3 a 4) y alto (5 a 8); para el análisis de asociación se agruparon el intermedio y el alto como riesgo aumentado (3 puntos o más). Como variables independientes se tomaron las sociodemográficas (edad, sexo, escolaridad, ocupación y estado civil) y las clínicas (IMC y comorbilidades).

Se hizo estadística descriptiva de todas las variables. Las cualitativas se expresaron en frecuencias absolutas y porcentajes. A las cuantitativas se les aplicó la prueba de Shapiro-Wilk; las de distribución normal se expresaron como media y desviación estándar, y las que no cumplieron el supuesto de normalidad, como mediana y rango intercuartílico.

La asociación entre cada variable independiente y el nivel de riesgo se evaluó con la prueba de X^2 de independencia, y se usó la prueba exacta de Fisher cuando alguna celda tuvo una frecuencia esperada menor de 5. En las variables con más de dos categorías (ocupación y estado civil), cada categoría se comparó contra la de referencia, que fue la más frecuente. Para cada comparación se calculó la razón de prevalencia (RP) con su intervalo de confianza al 95% por el método logarítmico, junto con una prueba de Wald sobre la RP, que se contrastó con la prueba de significancia global.

Para el análisis multivariado se construyó un modelo de regresión logística binaria por el método Enter, con el nivel de riesgo de AOS dicotomizado como variable dependiente y, como variables independientes, el índice de masa corporal y el número de comorbilidades (tres categorías cada uno), la edad, el sexo y la escolaridad (dos categorías cada una). Antes de construir el modelo se verificó la razón de eventos por variable (EPV) y se descartó multicolinealidad con el factor de inflación de la varianza (VIF). El ajuste global se evaluó con la prueba ómnibus de coeficientes, el valor de −2 log verosimilitud, los coeficientes de determinación de Cox y Snell y de Nagelkerke, y la prueba de bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow. La capacidad discriminativa se determinó con la tabla de clasificación (sensibilidad, especificidad y porcentaje global de clasificación correcta) y con el área bajo la curva

ROC (AUC).

Se consideró estadísticamente significativo un valor de $p < 0.05$, con intervalos de confianza al 95%. El análisis se realizó con el programa SPSS v26®.

RESULTADOS

En las características sociodemográficas de los 200 pacientes, en el sexo predominó el femenino con 56.0% (112). En la escolaridad, la categoría más frecuente fue la preparatoria con 34.0% (68), seguida de la primaria con 27.0% (54). En la ocupación predominó la de empleado con 56.0% (112), y en el estado civil, la de casado con 72.5% (145). Respecto a la edad, el grupo de 50 años o menos concentró 63.5% (127) de los pacientes. Estos datos se muestran en la tabla 1.

Tabla 1. Características sociodemográficas de los pacientes sometidos a cirugías bajo anestesia general

Variables sociodemográficas	f	%
Sexo		
Mujer	112	56.0
Hombre	88	44.0
Escolaridad		
Primaria	54	27.0
Secundaria	43	21.5
Preparatoria	68	34.0
Profesional	35	17.5
Ocupación		
Empleado	112	56.0
Ama de casa	58	29.0
Estudiante	16	8.0
Jubilado	12	6.0
Empresario	2	1.0
Estado civil		
Casado	145	72.5
Soltero	22	11.0
Viudo	12	6.0
Unión libre	11	5.5
Divorciado	10	5.0
Edad (≤50/>50)		
≤ 50 años	127	63.5
> 50 años	73	36.5

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia absoluta; %: porcentaje.

En el estado nutricional, calculado a partir del índice de masa corporal (IMC), la categoría más frecuente fue la normal con 51.5% (103), seguida del sobrepeso con 40.0% (80). La obesidad, al sumar los grados I y II, se presentó solamente en 6.0% (12) de los pacientes, y no se registró ningún caso de obesidad grado III (tabla 2).

Tabla 2. Estado nutricional de los pacientes sometidos a cirugías bajo anestesia general

Variables clínicas	*f*	*%*
Estado nutricional		
Bajo peso	5	2.5
Normal	103	51.5
Sobrepeso	80	40.0
Obesidad grado I	5	2.5
Obesidad grado II	7	3.5
Obesidad grado III	0	0.0

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia absoluta; %: porcentaje. IMC: índice de masa corporal. Clasificación de la Organización Mundial de la Salud: bajo peso < 18.5; normal 18.5 a 24.9; sobrepeso 25.0 a 29.9; obesidad grado I 30.0 a 34.9; grado II 35.0 a 39.9; grado III ≥ 40 kg/m².

En las comorbilidades, la categoría más frecuente fue la ausencia de comorbilidad con 48.5% (97). Entre las enfermedades referidas predominó la hipertensión arterial sistémica (HAS) con 27.5% (55), seguida de la diabetes tipo 2 (DM2) con 12.5% (25). En el número de comorbilidades, después de los pacientes sin comorbilidad, la categoría más frecuente fue la comorbilidad única con 44.5% (89). Como un mismo paciente pudo referir más de una enfermedad, la suma de las comorbilidades específicas supera el número de pacientes con comorbilidad (tabla 3).

Tabla 3. Comorbilidades de los pacientes sometidos a cirugías bajo anestesia general

Variables clínicas	**f**	**%**
Comorbilidades		
Ninguna	97	48.5
HAS	55	27.5
DM2	25	12.5
Cáncer	16	8.0
Hipotiroidismo	5	2.5
Hipertiroidismo	5	2.5
Asma	4	2.0
Obesidad	3	1.5
Cardiopatía	2	1.0
ERC	2	1.0
DM1	1	0.5
Número de comorbilidades		
Ninguna	97	48.5
Única	89	44.5
Múltiples	14	7.0
Diabetes tipo 2		
Si	25	12.5
No	175	87.5
Hipertensión arterial		
Si	55	27.5
No	145	72.5

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia absoluta; %: porcentaje. HAS: hipertensión arterial sistémica; DM2: diabetes tipo 2; DM1: diabetes tipo 1; ERC: enfermedad renal crónica. Única: una comorbilidad; múltiples: dos o más.

En el nivel de riesgo de AOS según el cuestionario STOP-BANG, la categoría más frecuente fue el riesgo bajo con 69.5% (139), seguida del riesgo intermedio con 25.0% (50). Al agrupar las categorías intermedia y alta, el riesgo aumentado (puntaje de 3 o más) se presentó en 30.5% (61) de los pacientes. El riesgo alto fue la categoría menos frecuente, con 5.5% (11); por este motivo se agrupó con el riesgo intermedio para el análisis de asociación, tal como se describió en la metodología (tabla 4).

Tabla 4. Nivel de riesgo de presentar apnea obstructiva del sueño según el cuestionario STOP-BANG

Categoría	f	%
Riesgo bajo	139	69.5
Riesgo intermedio	50	25.0
Riesgo alto	11	5.5

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia absoluta; %: porcentaje. Clasificación según el puntaje del cuestionario STOP-BANG: riesgo bajo, 0 a 2 puntos; riesgo intermedio, 3 a 4 puntos; riesgo alto, 5 a 8 puntos.

A continuación se presenta la asociación del riesgo aumentado de AOS, que se observó en 30.5% (61) de los pacientes, con las características sociodemográficas, el IMC y las comorbilidades; primero con el análisis bivariado y después con el modelo de regresión logística multivariada. En las tablas de contingencia, los porcentajes corresponden a la distribución dentro de cada nivel de riesgo (porcentaje por columna).

Características sociodemográficas

En los pacientes con riesgo aumentado, en el sexo predominó el masculino con 70.5% (43), a pesar de que en la muestra total las mujeres eran mayoría. La asociación fue estadísticamente significativa (X^2 = 23.476; $p < 0.001$), con una razón de prevalencia (RP) de 3.040 (IC 95%: 1.892–4.885); es decir, el riesgo aumentado fue tres veces más frecuente en los hombres que en las mujeres (tabla 5).

Tabla 5. Asociación entre sexo y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

Sexo	f/ %	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Hombre	f	43	45	88	23.476	1	<0.001	3.040	1.892	4.885	<0.001
	%	70.5%	32.4%								
Mujer	f	18	94	112							
	%	29.5%	67.6%								
Total	f	61	139	200							
	%	100.0%	100.0 %								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP.

En la edad, los pacientes mayores de 50 años predominaron dentro del riesgo aumentado con 77.0% (47). La asociación fue estadísticamente significativa ($X^2 = 59.773$; $p < 0.001$), con una RP de 5.841 (IC 95%: 3.463–9.851), lo que quiere decir que el riesgo aumentado fue casi seis veces más frecuente en los mayores de 50 años que en los pacientes de 50 años o menos (tabla 6).

Tabla 6. Asociación entre edad (≤50/>50) y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

Edad	f/%	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
>50 años	f	47	26	73	59.773	1	<0.001	5.841	3.463	9.851	<0.001
	%	77.0%	18.7%								
≤50 años	f	14	113	127							
	%	23.0%	81.3%								
Total	f	61	139	200							
	%	100.0%	100.0%								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. La edad se categorizó con el punto de corte del reactivo A del STOP-BANG (> 50 años).

En la ocupación se tomó como referencia la categoría empleado, por ser la más frecuente. Al comparar a las amas de casa con los empleados, en el riesgo aumentado predominaron los empleados con 74.0% (37). La diferencia no fue estadísticamente significativa ($X^2 = 1.596$; $p = 0.206$), con una RP de 0.68 (IC 95%: 0.39–1.17) (tabla 7).

En la comparación entre jubilados y empleados, el riesgo aumentado se concentró en los empleados con 77.1% (37). Aun así, la diferencia fue estadísticamente significativa (prueba exacta de Fisher; $p = 0.0001$), con una RP de 2.77 (IC 95%: 2.03–3.80); es decir, el riesgo aumentado fue casi tres veces más

frecuente en los jubilados que en los empleados, ya que casi todos ellos se clasificaron en este nivel de riesgo (tabla 7).

Al comparar a los empresarios con los empleados, la totalidad del riesgo aumentado correspondió a los empleados con 100.0% (37), ya que ningún empresario tuvo riesgo aumentado. La diferencia no fue estadísticamente significativa (prueba exacta de Fisher; p = 1.000) y no fue posible calcular la RP por la ausencia de eventos en ese grupo, y con solo dos empresarios este resultado no permite hacer inferencias (tabla 7).

Lo mismo ocurrió entre estudiantes y empleados: en el riesgo aumentado, los empleados representaron 100.0% (37), sin ningún estudiante en este grupo. En este caso la diferencia sí fue estadísticamente significativa (prueba exacta de Fisher; p = 0.0058), aunque tampoco fue posible calcular la RP (tabla 7).

Tabla 7. Asociación entre ocupación y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG (categoría de referencia: empleado)

Ocupación	f/%	Riesgo STOP-BANG		Total	X2/Fisher	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Ama de casa	f	13	45	58	1.596	1	0.2064	0.68	0.39	1.17	0.1643
	%	26.0%	37.5%								
Empleado	f	37	75	112							
	%	74.0%	62.5%								
Total	f	50	120	170							
	%	100.0%	100.0%								
Jubilado	f	11	1	12	22.297	1	0.0001	2.77	2.03	3.80	<0.001
	%	22.9%	1.3%								
Empleado	f	37	75	112							
	%	77.1%	98.7%								
Total	f	48	76	124							
	%	100.0%	100.0%								
Empresario	f	0	2	2	0.000	1	1.000	--	--	--	--
	%	0.0%	2.6%								
Empleado	f	37	75	112							
	%	100.0%	97.4%								
Total	f	37	77	114							
	%	100.0%	100.0%								
Estudiante	f	0	16	16	0.000	1	0.0058	--	--	--	--
	%	0.0%	17.6%								
Empleado	f	37	75	112							
	%	100.0%	82.4%								
Total	f	37	91	128							
	%	100.0%	100.0%								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna dentro de cada comparación; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%. Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). Categoría de referencia: empleado. En las comparaciones de jubilado, empresario y estudiante, p corresponde a la prueba exacta de Fisher (frecuencia esperada < 5). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. --: no calculable por ausencia de casos con riesgo aumentado en la categoría.

En el estado civil la categoría de referencia fue casado. Al comparar a los viudos con los casados, en el riesgo aumentado predominaron los casados con 84.9% (45). La asociación fue estadísticamente significativa (prueba exacta de Fisher; p = 0.022), con una RP de 2.15 (IC 95%: 1.35–3.43); los viudos presentaron riesgo aumentado con una frecuencia poco mayor al doble de la observada en los casados (tabla 8).

Entre divorciados y casados, el riesgo aumentado también predominó en los casados con 90.0% (45). La diferencia no alcanzó significancia estadística (prueba exacta de Fisher; p = 0.294), con una RP de 1.61 (IC 95%: 0.83–3.13) (tabla 8).

En la comparación entre solteros y casados, en el riesgo aumentado predominaron los casados con 95.7% (45). La diferencia no fue estadísticamente significativa (X^2 = 3.528; p = 0.060), con una RP de 0.29 (IC 95%: 0.08–1.12) (tabla 8).

Lo mismo se observó al comparar la unión libre con los casados: en el riesgo aumentado predominaron los casados con 97.8% (45), sin diferencia estadísticamente significativa (prueba exacta de Fisher; p = 0.176) y con una RP de 0.29 (IC 95%: 0.04–1.93) (tabla 8).

Tabla 8. Asociación entre estado civil y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG (categoría de referencia: casado)

Estado civil	f/%	Riesgo STOP-BANG		Total	X2/Fisher	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Viudo	f	8	4	12	4.444	1	0.0221	2.15	1.35	3.43	0.0014
	%	15.1%	3.8%								
Casado	f	45	100	145							
	%	84.9%	96.2%								
Total	f	53	104	157							
	%	100.0%	100.0%								
Divorciado	f	5	5	10	2.222	1	0.2937	1.61	0.83	3.13	0.1602
	%	10.0%	4.8%								
Casado	f	45	100	145							
	%	90.0%	95.2%								
Total	f	50	105	155							
	%	100.0%	100.0%								
Soltero	f	2	20	22	3.528	1	0.0603	0.29	0.08	1.12	0.0733
	%	4.3%	16.7%								
Casado	f	45	100	145							
	%	95.7%	83.3%								
Total	f	47	120	167							
	%	100.0%	100.0%								

Unión libre	f	1	10	11	0.222	1	0.1764	0.29	0.04	1.93	0.2016
	%	2.2%	9.1%								
Casado	f	45	100	145							
	%	97.8%	90.9%								
Total	f	46	110	156							
	%	100.0%	100.0%								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna dentro de cada comparación; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%. Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). Categoría de referencia: casado. En las comparaciones de viudo, divorciado y unión libre, p corresponde a la prueba exacta de Fisher (frecuencia esperada < 5). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP.

Índice de masa corporal

Para el análisis bivariado, el IMC se agrupó en sobrepeso/obesidad y normal/bajo peso. En el IMC, dentro del riesgo aumentado predominaron los pacientes con sobrepeso u obesidad con 67.2% (41). La asociación fue estadísticamente significativa ($X^2 = 14.695$; $p < 0.001$), con una RP de 2.407 (IC 95%: 1.524–3.799); el riesgo aumentado se presentó con una frecuencia mayor al doble en los pacientes con exceso de peso que en los de peso normal o bajo (tabla 9).

Tabla 9. Asociación entre IMC y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

IMC	f/ %	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Sobrepeso/ Obesidad	f	41	51	92	14.695	1	0.0001	2.407	1.524	3.799	0.0002
	%	67.2%	36.7%								
Normal/ Bajo peso	f	20	88	108							
	%	32.8%	63.3%								
Total	f	61	139	200							
	%	100.0%	100.0%								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. IMC: índice de masa corporal. Sobrepeso/obesidad: IMC ≥ 25 kg/m²; normal/bajo peso: IMC < 25 kg/m².

Comorbilidades

En la presencia de comorbilidad, los pacientes con al menos una enfermedad predominaron dentro del riesgo aumentado con 85.2% (52). La asociación fue estadísticamente significativa ($X^2 = 38.096$; $p < 0.001$), con una RP de 5.441 (IC 95%: 2.838–10.433), lo que quiere decir que el riesgo aumentado fue más de cinco veces más frecuente en los pacientes con comorbilidad que en los que no la tenían (tabla

10).

Tabla 10. Asociación entre presencia de comorbilidad y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

Comorbilidad	f/%	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Si	f	52	51	103	38.096	1	<0.001	5.441	2.838	10.433	<0.001
	%	85.2%	36.7%								
No	f	9	88	97							
	%	14.8%	63.3%								
Total	f	61	139	200							
	%	100.0%	100.0 %								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP.

En la DM2, dentro del riesgo aumentado predominaron los pacientes no diabéticos con 80.3% (49), y los diabéticos representaron 19.7% (12). La prueba de X^2 no alcanzó significancia estadística (X^2 = 3.238; p = 0.072); sin embargo, la prueba de Wald aplicada sobre la RP sí fue significativa (p = 0.025), con una RP de 1.714 (IC 95%: 1.069–2.749) (tabla 11). Por esta discrepancia entre ambas pruebas, la asociación con la DM2 se consideró limítrofe.

Tabla 11. Asociación entre DM2 y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

DM2	f/%	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Si	f	12	13	25	3.238	1	0.0719	1.714	1.069	2.749	0.0253
	%	19.7%	9.4%								
No	f	49	126	175							
	%	80.3%	90.6%								
Total	f	61	139	200							
	%	100.0%	100.0%								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. DM2: diabetes tipo 2.

La HAS mostró una de las asociaciones más fuertes del análisis bivariado. En esta variable, dentro del riesgo aumentado predominaron los pacientes hipertensos con 68.9% (42). La asociación fue estadísticamente significativa (X^2 = 72.325; p < 0.001), con una RP de 5.828 (IC 95%: 3.738–9.087) (tabla 12). Hay que considerar que la hipertensión arterial corresponde al reactivo P (presión arterial)

del STOP-BANG, de modo que todo paciente hipertenso suma un punto por este solo antecedente.

Tabla 12. Asociación entre HAS y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

HAS	f/ %	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Si	f	42	13	55	72.325	1	<0.001	5.828	3.738	9.087	<0.001
	%	68.9%	9.4%								
No	f	19	126	145							
	%	31.1%	90.6%								
Total	f	61	139	200							
	%	100.0%	100.0 %								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. HAS: hipertensión arterial sistémica.

En el número de comorbilidades se compararon los pacientes con una sola comorbilidad y con dos o más contra los pacientes sin comorbilidad. Al comparar la comorbilidad única con la ausencia de comorbilidad, en el riesgo aumentado predominó la comorbilidad única con 82.0% (41). La diferencia fue estadísticamente significativa ($X^2 = 30.115$; $p < 0.001$), con una RP de 4.97 (IC 95%: 2.56–9.62) (tabla 13).

Tabla 13. Asociación entre número de comorbilidades (única vs. ninguna) y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

N.ª de comorbilidades	f/ %	Riesgo STOP-BANG		Total	X2	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Única	f	41	48	89	30.115	1	<0.001	4.97	2.56	9.62	<0.001
	%	82.0%	35.3%								
Ninguna	f	9	88	97							
	%	18.0%	64.7%								
Total	f	50	136	186							
	%	100.0%	100.0 %								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. Única: una comorbilidad.

Entre las comorbilidades múltiples y la ausencia de comorbilidad, el riesgo aumentado se repartió entre ambos grupos: predominaron los pacientes con dos o más comorbilidades con 55.0% (11), seguidos de los pacientes sin comorbilidad con 45.0% (9). La asociación fue estadísticamente significativa (prueba

exacta de Fisher; p < 0.001), con una RP de 8.47 (IC 95%: 4.29–16.71), como se muestra en la tabla 14. Al comparar ambas razones de prevalencia, 4.97 con una comorbilidad y 8.47 con dos o más, se aprecia un gradiente, ya que el riesgo aumentó conforme se acumularon las comorbilidades.

Tabla 14. Asociación entre número de comorbilidades (múltiples vs. ninguna) y nivel de riesgo de la escala STOP-BANG

N.ª de comorbilidades	f/ %	Riesgo STOP-BANG		Total	Fisher	gl	p	RP	IC 95%		p≤0.05
		Aumentado	Bajo						Lim inf.	Lim sup.	
Múltiples	f	11	3	14	35.852	1	<0.001	8.47	4.29	16.71	<0.001
	%	55.0%	3.3%								
Ninguna	f	9	88	97							
	%	45.0%	96.7%								
Total	f	20	91	111							
	%	100.0%	100.0 %								

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
f: frecuencia; %: porcentaje por columna; Fisher: prueba exacta de Fisher (frecuencia esperada < 5); RP: razón de prevalencia; IC 95%: intervalo de confianza al 95%; Riesgo aumentado: riesgo intermedio o alto (puntaje STOP-BANG ≥ 3). La columna p≤0.05 corresponde a la prueba de Wald sobre la RP. Múltiples: dos o más comorbilidades.

Análisis multivariado

Para identificar los factores asociados de forma independiente con el riesgo aumentado se construyó un modelo de regresión logística binaria por el método Enter, con cinco variables independientes (IMC y número de comorbilidades en tres categorías; edad, sexo y escolaridad en dos), que en conjunto sumaron siete parámetros. El riesgo aumentado correspondió a 30.5% (61) de los 200 pacientes, por lo que la razón de eventos por variable fue de 8.71 (61 eventos entre 7 parámetros). Los resultados de cada variable se describen a continuación y se resumen en la tabla 15.

En el sexo, la categoría masculina mantuvo una asociación independiente y estadísticamente significativa con el riesgo aumentado de AOS (B = 3.133; Wald = 23.919; p < 0.001), con una razón de momios (OR) de 22.94 (IC 95%: 6.54–80.51). Este resultado debe leerse con cautela, ya que el sexo masculino es uno de los ocho reactivos del STOP-BANG y suma un punto por sí mismo al puntaje.

En la edad, la categoría mayor de 50 años también se asoció de forma independiente con el riesgo aumentado (B = 3.039; Wald = 19.831; p < 0.001), con una OR de 20.88 (IC 95%: 5.48–79.55). Igual que el sexo, la edad mayor de 50 años forma parte de la puntuación del instrumento, por lo que una parte de esta asociación depende de la forma en que se construye el puntaje y no constituye un hallazgo

epidemiológico independiente.

En la escolaridad, la categoría baja (primaria o secundaria) no mostró una asociación significativa después del ajuste (B = 0.663; Wald = 1.916; p = 0.166), con una OR de 1.94 (IC 95%: 0.76–4.96); es decir, una vez considerados la edad, el sexo, el IMC y la comorbilidad, la escolaridad no tuvo un efecto independiente sobre el riesgo.

En el IMC, introducido en tres categorías con normal/bajo peso como referencia, la prueba de Wald conjunta fue estadísticamente significativa (Wald = 11.792; gl = 2; p = 0.0027). Por categorías, la obesidad mantuvo la asociación (B = 4.097; p < 0.001), con una OR de 60.16 (IC 95%: 5.45–664.65), mientras que el sobrepeso no alcanzó significancia (p = 0.196), con una OR de 1.79 (IC 95%: 0.74–4.32). La amplitud del intervalo de la obesidad se explica por el reducido número de pacientes en esta categoría, 6.0% (12) de la muestra; por eso la magnitud puntual de la OR debe interpretarse con cautela, y lo que sí se sostiene es la dirección del efecto.

En el número de comorbilidades, la prueba de Wald conjunta fue estadísticamente significativa (Wald = 7.645; gl = 2; p = 0.022). La asociación de mayor magnitud correspondió a dos o más comorbilidades, con una OR de 9.28 (IC 95%: 1.47–58.52; p = 0.018), seguida de una comorbilidad, con una OR de 3.32 (IC 95%: 1.16–9.48; p = 0.025); por lo tanto, el gradiente del análisis bivariado se sostuvo después de ajustar por IMC, edad, sexo y escolaridad. La HAS y la DM2 no se introdujeron como variables individuales en el modelo, por lo que su efecto ajustado no puede separarse del efecto del número total de comorbilidades.

La tabla 15 resume el modelo completo. Tras el ajuste simultáneo, la asociación de mayor magnitud correspondió al IMC en la categoría de obesidad (OR = 60.16; p < 0.001), seguida del sexo masculino (OR = 22.94; p < 0.001) y de la edad mayor de 50 años (OR = 20.88; p < 0.001); después se ubicaron las dos o más comorbilidades (OR = 9.28; p = 0.018) y una comorbilidad (OR = 3.32; p = 0.025). El sobrepeso (OR = 1.79; p = 0.196) y la escolaridad baja (OR = 1.94; p = 0.166) no alcanzaron significancia estadística.

Tabla 15. Modelo de regresión logística multivariada para el riesgo aumentado de AOS

Variable	Categoría	B	EE	Wald	gl	p	OR	IC95 %
IMC	Normal/bajo peso	—	—	—	—	—	1.00 (ref.)	—
	Sobrepeso	+0.582	0.450	1.670	1	0.1963	1.79	0.74-4.32
	Obesidad	+4.097	1.226	11.173	1	<0.001	60.16	5.45-664.65
Comorbilidad	Ninguna	—	—	—	—	—	1.00 (ref.)	—
	1 comorbilidad	+1.200	0.535	5.032	1	0.0249	3.32	1.16-9.48
	≥2 comorbilidades	+2.228	0.939	5.628	1	0.0177	9.28	1.47-58.52
Edad	≤50 años	—	—	—	—	—	1.00 (ref.)	—
	>50 años	+3.039	0.682	19.831	1	<0.001	20.88	5.48-79.55
Sexo	Mujer	—	—	—	—	—	1.00 (ref.)	—
	Hombre	+3.133	0.641	23.919	1	<0.001	22.94	6.54-80.51
Escolaridad	Preparatoria/Profesional	—	—	—	—	—	1.00 (ref.)	—
	Primaria/Secundaria	+0.663	0.479	1.916	1	0.1663	1.94	0.76-4.96

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
B: coeficiente de regresión; EE: error estándar; gl: grados de libertad; OR: razón de momios ajustada; IC95%: intervalo de confianza al 95%; ref.: categoría de referencia. Regresión logística binaria (método Enter) ajustada por IMC, número de comorbilidades, edad, sexo y escolaridad; variable dependiente: riesgo de AOS aumentado (intermedio o alto) frente a riesgo bajo. AOS: apnea obstructiva del sueño; IMC: índice de masa corporal. Escolaridad baja: primaria o secundaria.

El modelo en su conjunto fue estadísticamente significativo (χ^2 ómnibus = 130.557; gl = 7; $p < 0.001$), con un R^2 de Cox y Snell de 0.479 y un R^2 de Nagelkerke de 0.677. En la clasificación, el modelo identificó correctamente a 87.5% (175) de los pacientes, con una especificidad de 97.1% y una sensibilidad de 65.6%, y su área bajo la curva ROC fue de 0.933 (IC 95%: 0.878–0.988), lo que corresponde a una capacidad discriminativa excelente (tabla 16). Esta capacidad debe matizarse: la edad, el sexo y, en parte, el IMC son reactivos del propio STOP-BANG; por lo tanto, una parte del poder discriminativo procede de la construcción del instrumento y no solo de una asociación clínica.

Tabla 16. Bondad de ajuste y capacidad discriminativa del modelo

χ^2 del modelo (ómnibus)	130.557 (gl=7; p<0.001)
R^2 de Cox y Snell	0.479
R^2 de Nagelkerke	0.677
Sensibilidad	65.6%
Especificidad	97.1%
Clasificación global correcta	87.5%
Área bajo la curva ROC (AUC)	0.933 (IC95%: 0.878-0.988)

Fuente: instrumento de recolección de datos y cuestionario STOP-BANG, HGZ No. 46, IMSS, 2026.
χ^2: chi cuadrada; R^2: coeficiente de determinación; ROC: curva de características operativas del receptor; AUC: área bajo la curva; IC95%: intervalo de confianza al 95%.

DISCUSIÓN

La población estuvo formada sobre todo por mujeres y por pacientes de 50 años o menos, en su mayoría casados y empleados. Este perfil se parece al de la serie de Chávez González et al. (2024) en el Hospital Ángeles Mocel de la Ciudad de México, con adultos jóvenes operados con anestesia general, y al de Al-Sebaei et al. (2023) en Arabia Saudita, también con predominio de mujeres y una edad media baja; Haider et al. (2025) describieron una composición semejante en pacientes de cirugía laparoscópica de Pakistán, con una mayoría clara de mujeres. Se trata, por lo tanto, de una población quirúrgica relativamente joven y con predominio femenino, dos características que tienden a disminuir el puntaje del STOP-BANG; esto debido a que el sexo femenino y la edad de 50 años o menos no suman puntos en el cuestionario.

En las características clínicas predominaron el peso normal y el sobrepeso, y la obesidad fue poco frecuente. Esto contrasta con las series de Oliveira et al. (2024) y de Cisternas et al. (2025), que incluyeron candidatos a cirugía bariátrica, y se acerca más al IMC medio en rango de sobrepeso que reportaron Chávez González et al. (2024). En cuanto a las comorbilidades, poco más de la mitad de los pacientes refirió al menos una, y la más frecuente fue la hipertensión arterial sistémica, seguida de la diabetes tipo 2; la proporción de hipertensos fue mayor que la descrita por Chávez González et al. (2024) y por Al-Sebaei et al. (2023), lo que habla de una carga cardiometabólica relevante en esta población a pesar de su edad.

El riesgo bajo fue la categoría más frecuente y el riesgo aumentado se presentó en 30.5% de los pacientes. Esta proporción fue menor que la de Chávez González et al. (2024) en la Ciudad de México y que la de Oliveira et al. (2024) en Brasil; también quedó por debajo de la serie de Thammaiah et al.

(2023) en cirugía ginecológica de la India, y se acercó más a la de Shrestha y Kunwar (2025) en pacientes quirúrgicos de Nepal. La diferencia fue todavía mayor frente a la cohorte alemana de Breitkopf et al. (2025), en la que la mayoría de los pacientes de 70 años o más programados para cirugía electiva quedó en riesgo intermedio o alto. En población no quirúrgica, la proporción de riesgo alto de este estudio fue cercana a la de Kang et al. (2024) en la población general coreana mayor de 40 años y muy inferior a la de los pacientes hipertensos de Salim et al. (2023) en Kenia.

Una posible explicación de esta menor proporción es el perfil de la muestra, más que una menor carga real de la enfermedad. En la serie de Oliveira et al. (2024) todos los candidatos a cirugía bariátrica alcanzaron el umbral de riesgo, y en la de Breitkopf et al. (2025) la edad sumaba un punto a todos los participantes; en el HGZ No. 46, en cambio, predominaron las mujeres y los pacientes de 50 años o menos y la obesidad fue poco frecuente, lo que reduce el número de reactivos que se puntúan de forma automática.

En el sexo predominó el masculino entre los pacientes con riesgo aumentado, a pesar de que las mujeres eran mayoría en la muestra. Este resultado coincide con Al-Sebaei et al. (2023), quienes encontraron que el sexo masculino se correlacionó con el alto riesgo, y con Salim et al. (2023) y Shrestha y Kunwar (2025), que también lo identificaron entre los factores asociados; en la cohorte de Breitkopf et al. (2025), los hombres fueron más frecuentes entre los pacientes con mayor riesgo. La diferencia entre sexos tiene una base biológica, pero también depende del instrumento. Dunietz et al. (2026) señalaron que las mujeres con AOS refieren con más frecuencia insomnio y alteraciones del estado de ánimo, y con menos frecuencia ronquido intenso y apneas observadas, de modo que los cuestionarios construidos con los síntomas del hombre tienden a subestimar el riesgo en ellas, a lo que se suma que el riesgo femenino aumenta con la menopausia. Una posible explicación es que, en una muestra con predominio de mujeres jóvenes, una parte del riesgo femenino haya quedado sin identificar.

En la edad, los mayores de 50 años concentraron la mayor parte del riesgo aumentado, igual que en las series de Salim et al. (2023) y de Shrestha y Kunwar (2025), en las que la edad avanzada se relacionó con el alto riesgo. El contraste con la cohorte de Breitkopf et al. (2025), formada solo por adultos de 70 años o más y con una proporción de riesgo aumentado mucho mayor, apoya la idea de que la edad es uno de los principales determinantes del puntaje.

Sin embargo, la edad y el sexo deben interpretarse con una reserva metodológica, ya que ambos son reactivos del STOP-BANG y cada uno suma un punto de forma automática. Esto explica, al menos en parte, la magnitud tan elevada de sus razones de momios en el modelo ajustado; un hombre mayor de 50 años ya reúne dos de los tres puntos necesarios para clasificarse como riesgo intermedio, sin haber respondido ninguna pregunta sobre ronquido, cansancio o apneas observadas. Por ello, estas asociaciones confirman el comportamiento esperado del instrumento más que un hallazgo epidemiológico nuevo.

Las variables externas al instrumento son las que tienen mayor valor interpretativo. En la ocupación y el estado civil, una posible explicación de las diferencias es la edad más que un riesgo propio de cada grupo: los jubilados y los viudos, que por definición son grupos de mayor edad, tuvieron mayor riesgo, mientras que en los estudiantes, el grupo más joven, no hubo ningún caso de riesgo aumentado. Ninguna de estas dos variables entró al modelo multivariado y los grupos fueron pequeños, por lo que no es posible atribuirles un efecto independiente. Algo parecido ocurrió con la escolaridad, que no mostró una asociación independiente después del ajuste.

En el IMC, los pacientes con sobrepeso u obesidad predominaron entre quienes tuvieron riesgo aumentado. La relación con el exceso de peso es la más constante en la literatura revisada: Oliveira et al. (2024) observaron que todos los candidatos a cirugía bariátrica alcanzaron el umbral de riesgo, Salim et al. (2023) y Shrestha y Kunwar (2025) describieron un IMC más alto o la obesidad en el grupo de alto riesgo, y en la cohorte de Breitkopf et al. (2025) los pacientes con mayor riesgo también tuvieron un IMC más alto. En el modelo ajustado, el efecto se concentró en la obesidad y el sobrepeso perdió la significancia; por lo tanto, no puede afirmarse un gradiente continuo con el exceso de peso, sino un efecto que se hace evidente a partir de la obesidad.

Este resultado debe tomarse con cautela por dos razones. La primera es estadística: el número de pacientes con obesidad fue reducido y el intervalo de confianza de su razón de momios fue muy amplio, de modo que la estimación puntual es poco precisa. La segunda es propia del instrumento: el reactivo B solo puntúa cuando el IMC es mayor de 35 kg/m², por lo que únicamente los pacientes con obesidad grado II recibieron este punto por su peso. Una posible explicación de la asociación del sobrepeso en el análisis bivariado es que el exceso de peso se acompaña de mayor circunferencia de cuello y de

ronquido, reactivos que sí se puntúan aunque el IMC sea menor de 35 kg/m²; esta hipótesis no pudo comprobarse, debido a que los reactivos del cuestionario no se analizaron por separado. Ma et al. (2023) evaluaron en población china una versión que, entre otros ajustes, bajó el punto de corte del IMC a 28 kg/m² y mejoró la especificidad; esto sugiere que el umbral original podría revisarse en poblaciones con poca obesidad grave.

En las comorbilidades, los pacientes con al menos una enfermedad concentraron la mayor parte del riesgo aumentado, y la asociación se sostuvo en el modelo ajustado con un gradiente claro, ya que el riesgo fue mayor conforme se acumularon las enfermedades. La comorbilidad más ligada al riesgo fue la hipertensión arterial sistémica, lo que coincide con Salim et al. (2023), quienes encontraron una proporción muy alta de riesgo en pacientes hipertensos de Kenia, aunque con un punto de corte de 4, y con Kang et al. (2024), que describieron mayor morbilidad cardiovascular en el grupo de alto riesgo de la población coreana. Esta relación tiene una base fisiopatológica conocida: Torres et al. (2024) describieron que la hipoxemia intermitente de cada episodio de apnea produce hiperactividad simpática y disfunción endotelial, y que estos mecanismos favorecen la aparición de hipertensión y de otros factores de riesgo cardiovascular.

No obstante, la magnitud de la asociación con la hipertensión debe matizarse por la misma razón que la edad y el sexo, ya que corresponde al reactivo P del cuestionario y todo paciente hipertenso parte con un punto. Esto no invalida la relación biológica, pero sí impide estimar cuánto del efecto es clínico y cuánto procede de la construcción del puntaje. Algo distinto ocurre con la diabetes tipo 2, que no forma parte del instrumento; en ella la asociación fue limítrofe, con resultados distintos según la prueba estadística empleada. Las revisiones recientes describen una relación bidireccional entre ambas enfermedades, en la que la AOS puede contribuir a las alteraciones metabólicas y la diabetes, a su vez, se asocia con un mayor riesgo de AOS (Gentile et al., 2025). Una posible explicación es que el número reducido de pacientes diabéticos en la muestra haya limitado la potencia para confirmar esta asociación. La hipertensión y la diabetes no entraron al modelo multivariado como variables individuales, sino a través del número de comorbilidades; por ello, el efecto que se sostuvo tras el ajuste corresponde a la carga de comorbilidad en conjunto y no a una enfermedad en particular. Como la hipertensión se cuenta dentro de esa carga, esta tampoco está del todo libre de la circularidad con el reactivo P.

El modelo multivariado mostró una capacidad discriminativa excelente, pero este resultado debe leerse con cuidado. Tres de sus variables son reactivos del instrumento, lo que aumenta de forma artificial su capacidad para predecir el resultado del propio cuestionario; su sensibilidad fue moderada y dejó sin identificar a una parte de los pacientes con riesgo aumentado, lo que en un contexto de tamizaje es una limitación importante. Cisternas et al. (2025), al comparar el STOP-BANG con la poligrafía respiratoria en pacientes con obesidad, describieron una capacidad discriminativa apenas aceptable para la AOS moderada a grave; por lo tanto, ni el modelo ni el cuestionario sustituyen a un estudio de sueño, aunque el primero ayuda a reconocer el perfil del paciente en quien el tamizaje tiene mayor rendimiento.

Estos resultados son congruentes con las revisiones recientes que proponen valorar el riesgo de AOS antes de la cirugía y planear de forma individualizada el manejo de la vía aérea, la analgesia y la vigilancia posoperatoria (Barba Mercado et al., 2025; Raven et al., 2024; Singh et al., 2024).

Este estudio tiene limitaciones que deben considerarse. La principal es que el STOP-BANG es un instrumento de tamizaje y no de diagnóstico; no se realizó polisomnografía ni poligrafía respiratoria, por lo que los resultados expresan riesgo y no prevalencia confirmada de AOS, y como el cuestionario privilegia la sensibilidad, clasifica como de riesgo a pacientes que, al estudiarse, no tienen la enfermedad. La segunda es la circularidad ya comentada, esto debido a que la edad, el sexo, la hipertensión y el IMC mayor de 35 kg/m² forman parte del puntaje, lo que sobrestima su asociación con el resultado. La tercera es estadística: la razón de eventos por variable del modelo quedó ligeramente por debajo del valor convencional, y algunas categorías, como la obesidad y las comorbilidades múltiples, tuvieron pocos pacientes, lo que produjo intervalos de confianza amplios. Por último, al tratarse de un estudio transversal en una sola unidad y con muestreo no probabilístico, no es posible establecer causalidad ni extrapolar los resultados a otras poblaciones quirúrgicas, y no se evaluaron desenlaces perioperatorios.

Entre las fortalezas, hasta donde se tiene conocimiento, este es el primer estudio que cuantifica el riesgo de AOS en la población quirúrgica del HGZ No. 46. Se aplicó un instrumento con versión validada en español, el peso y la talla se midieron de forma directa y la asociación se analizó tanto con razones de prevalencia como con un modelo ajustado.

CONCLUSIONES

En los adultos programados para cirugía bajo anestesia general en el Hospital General de Zona No. 46, 30.5% tuvo riesgo aumentado de apnea obstructiva del sueño según el cuestionario STOP-BANG. Esta estratificación aporta una primera referencia institucional para reconocer a los pacientes que requieren una valoración preanestésica individualizada; un resultado positivo es de tamizaje y no equivale a un diagnóstico confirmado de la enfermedad.

El riesgo aumentado se asoció con el sexo masculino, la edad mayor de 50 años, la obesidad y el número de comorbilidades, lo que respalda una evaluación clínica integral. Sin embargo, la edad, el sexo, la hipertensión y el IMC forman parte del propio puntaje del STOP-BANG, por lo que su relación estadística con la clasificación de riesgo no demuestra capacidad predictiva independiente ni causalidad; la carga de comorbilidad exige la misma prudencia, ya que incluye la hipertensión.

La investigación cumplió su propósito de caracterizar el riesgo de apnea obstructiva del sueño y explorar sus asociaciones en esta población quirúrgica. Su principal aportación es la evidencia local para fundamentar el uso estandarizado del tamizaje preoperatorio; antes de atribuirle un beneficio clínico demostrado hacen falta estudios con confirmación diagnóstica y con evaluación de desenlaces perioperatorios.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Al-Sebaei, M. O., Bamashmous, M. S., Mirdad, M. H., & Sindi, M. A. (2023). Prevalence of patients at risk for developing obstructive sleep apnea based on the STOP-BANG questionnaire at King Abdulaziz University Faculty of Dentistry. *Clinical and Experimental Dental Research*, *9*(1), 198–203. https://doi.org/10.1002/cre2.688

Anchía-Chavarría, K., Naranjo-González, E., & Sáenz-Varela, E. (2023). Síndrome de apnea obstructiva del sueño: Abordaje clínico integral y desafíos diagnósticos. *Revista Hispanoamericana de Ciencias de la Salud*, *9*(4), 263–268. https://doi.org/10.56239/rhcs.2023.94.686

Barba Mercado, I., Pretus Rubio, S., Vallez Sanchez, L., & Mariscal Flores, M. L. (2025). Actualización en el manejo anestésico perioperatorio del paciente con apnea obstructiva del sueño. *Revista Electrónica AnestesiaR*, *17*(5). https://doi.org/10.30445/rear.v17i5.1281

Breitkopf, M., Ahrens, E., Herrmann, M. L., Heinemann, S., Kuester, O., Ma, H., Walther, A., Thomas, C., Eschweiler, G. W., von Arnim, C. A. F., & Wagner, S. (2025). Preoperative hypoxic biomarkers and postoperative delirium in patients with obstructive sleep apnea. *Journal of Anesthesia*, *39*(1), 31–40. https://doi.org/10.1007/s00540-024-03417-2

Calixto Leonor, A. B., Chávez Angulo, A., Munive Villa, D., Rosas Ramos, M., & Pérez Hernández, A. (2024). Síndrome de apnea obstructiva del sueño en primer nivel de atención: Revisión bibliográfica. *Innovación y Desarrollo Tecnológico Revista Digital*, *16*(3), 1343–1351. https://iydt.wordpress.com/wp-content/uploads/2024/08/3_48_sindrome-de-apnea-obstructiva-del-sueno-en-primer-nivel-de-atencion-revision-bibliografica.pdf

Chavarría Mata, D. J., & Vargas Acuña, D. (2023). Síndrome de apnea obstructiva del sueño: Aspectos básicos para la práctica clínica. *Revista Médica Sinergia*, *8*(10), Article e1108. https://doi.org/10.31434/rms.v8i10.1108

Chávez González, D., Cruz Gómez, H., Alva Arroyo, N., & Athié García, J. M. (2024). Uso del cuestionario de STOP-BANG para síndrome de apnea obstructiva del sueño como complemento para la valoración preanestésica de la vía aérea en pacientes sometidos a anestesia general. *Acta Médica Grupo Ángeles*, *22*(4), 269–274. https://doi.org/10.35366/117514

Cisternas, P., Núñez, G., & Ojeda, D. (2025). Precisión del cuestionario STOP-Bang para el tamizaje de apnea obstructiva del sueño en personas con obesidad. *Revista Médica de Chile*, *153*(12), 871–880. https://doi.org/10.4067/S0034-98872025001200871

DiCaro, M. V., Lei, K., Yee, B., & Tak, T. (2024). The effects of obstructive sleep apnea on the cardiovascular system: A comprehensive review. *Journal of Clinical Medicine*, *13*(11), Article 3223. https://doi.org/10.3390/jcm13113223

Dunietz, G. L., Chervin, R. D., Tauman, R., Shaklai, S., & Sankari, A. (2026). OSA in women: Associations with reproductive aging and screening challenges. *Chest*, *169*(3), 803–812. https://doi.org/10.1016/j.chest.2025.08.001

Feltner, C., Wallace, I. F., Aymes, S., Cook Middleton, J., Hicks, K. L., Schwimmer, M., Baker, C., Balio, C. P., Moore, D., Voisin, C. E., & Jonas, D. E. (2022). Screening for obstructive sleep apnea in adults: Updated evidence report and systematic review for the US Preventive Services Task Force. *JAMA*, *328*(19), 1951–1971. https://doi.org/10.1001/jama.2022.18357

Gentile, S., Monda, V. M., Guarino, G., Satta, E., Chiarello, M., Caccavale, G., Mattera, E., Marfella, R., & Strollo, F. (2025). Obstructive sleep apnea and type 2 diabetes: An update. *Journal of Clinical Medicine*, *14*(15), Article 5574. https://doi.org/10.3390/jcm14155574

Ghavami, T., Kazeminia, M., Ahmadi, N., & Rajati, F. (2023). Global prevalence of obstructive sleep apnea in the elderly and related factors: A systematic review and meta-analysis study. *Journal of PeriAnesthesia Nursing*, *38*(6), 865–875. https://doi.org/10.1016/j.jopan.2023.01.018

Guerrero Gutiérrez, M. A., Méndez Díaz, A., Da Silva Tavares, L., López Pérez, F. J., Flores Carrillo, J. C., & Escarramán Martínez, D. (2024). Manejo de la vía aérea en el paciente con obesidad: Parte 1; ventilación e intubación. *Revista Chilena de Anestesia*, *53*(4), 388–398. https://doi.org/10.25237/revchilanestv53n4-14

Haider, N., Okasha, A., Mansoor, A., Babasanya, K. A., Ahmed, R., Ali, F., Majeed, U., Khalil, M. F. K., Hussein, A., Khan, S. H., & Malik, H. (2025). STOP-Bang-defined obstructive sleep apnea risk and postoperative nausea and vomiting in laparoscopic surgery patients: A prospective cohort study. *Cureus*, *17*(12), Article e100038. https://doi.org/10.7759/cureus.100038

Javaheri, S., Javaheri, S., Somers, V. K., Gozal, D., Mokhlesi, B., Mehra, R., McNicholas, W. T., Zee, P. C., Campos-Rodriguez, F., Martinez-Garcia, M. A., Cistulli, P., & Malhotra, A. (2024). Interactions of obstructive sleep apnea with the pathophysiology of cardiovascular disease, part 1: JACC state-of-the-art review. *Journal of the American College of Cardiology*, *84*(13), 1208–1223. https://doi.org/10.1016/j.jacc.2024.02.059

Kang, J., Koo, H. K., Kang, H. K., Seo, W. J., Kang, J., & Kim, J. (2024). Prevalence of high-risk group for obstructive sleep apnea using the STOP-Bang questionnaire and its association with cardiovascular morbidity. *Frontiers in Neurology*, *15*, Article 1394345. https://doi.org/10.3389/fneur.2024.1394345

Ma, X., Zhang, C., Feng, L., Shen, Y., Ma, J., & Wang, G. (2023). Modified STOP-Bang questionnaire incorporating morning dry mouth and BMI adjustment in China: A retrospective study of 590 patients. *Expert Review of Respiratory Medicine*, *17*(11), 1041–1048. https://doi.org/10.1080/17476348.2023.2292136

Nara-Sauceda, J., Moreno-Pacheco, M., & Patiño-García, J. (2024). Apnea obstructiva del sueño en la práctica clínica cardiológica: Epidemiología, diagnóstico y tratamiento. Estudio observacional, retrospectivo y transversal. *Archivos de Cardiología de México*, *94*(2), 141–150. https://doi.org/10.24875/ACM.23000078

Noriega-Aguirre, L., Franceschini, C. M., Alonzo-de Rodríguez, A. M., Arias-Arias, P. A., Blanquicett-Barrios, L., Byrne, J. P., Chacón-Chaves, R., Herrera-Flores, E., Miranda, J. I., Montaner-Cáceres, L. A., Padrón, L., Palma, M. J., Salinas, M., Sosa-Ferrari, S. M., Vargas Ramírez, L. K., & Carrillo-Alduenda, J. L. (2024). Cobertura para el diagnóstico y tratamiento de la apnea obstructiva del sueño en Latinoamérica: Reporte del Foro Latinoamericano de Sociedades Respiratorias. *Respirar*, *16*(3), 263–270. https://doi.org/10.55720/respirar.16.3.5

Oliveira, J. T. M. de, Medeiros, H., & Andrino, W. (2024). Prevalence of obstructive sleep apnea syndrome and predictors of difficult orotracheal intubation. *Revista da Associação Médica Brasileira*, *70*(9), Article e20240347. https://doi.org/10.1590/1806-9282.20240347

Pangerc, A., Petek Šter, M., & Dolenc Grošelj, L. (2024). Validation of the Slovene version of the STOP-Bang questionnaire in a primary practice setting. *Zdravstveno Varstvo*, *63*(1), 14–20. https://doi.org/10.2478/sjph-2024-0003

Raven, K., Azongmo, M., & Bonhomme, V. (2024). Update on the perioperative management of obstructive sleep apnea adult patients: A narrative review. *Acta Anaesthesiologica Belgica*, *75*(4), 359–373. https://doi.org/10.56126/75.4.61

Salim, S. A., Shah, J., Bwika, J., & Ali, S. K. (2023). STOP-BANG questionnaire for screening obstructive sleep apnea syndrome among hypertensive patients in Kenya. *BMC Pulmonary Medicine*, *23*, Article 321. https://doi.org/10.1186/s12890-023-02616-z

Shrestha, U., & Kunwar, P. (2025). Elevated risk for obstructive sleep apnea in patients presenting for surgeries at a tertiary hospital in Nepal: A STOP-BANG questionnaire study. *Journal of Institute of Medicine Nepal*, *47*(1), 16–21. https://doi.org/10.59779/jiomnepal.1373

Singh, M., Domínguez, J. E., Lyons, M., Ramachandran, S. K., & Gali, B. (2024). Sociedad de Anestesia y Medicina del Sueño: Seguridad de los pacientes con apnea obstructiva del sueño en el período perioperatorio. *Boletín Informativo APSF*, *39*, 60–62. https://www.apsf.org/es/article/sociedad-de-anestesia-y-medicina-del-sueno-seguridad-de-los-pacientes-con-apnea-obstructiva-del-sueno-en-el-periodo-perioperatorio/

Slowik, J. M., Sankari, A., & Collen, J. F. (2025, March 4). Obstructive sleep apnea. In *StatPearls*. StatPearls Publishing. https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK459252/

Thammaiah, S. H., Sreenath, R. H., Kumararadhya, G. B., Babu, N., & Archana, K. N. (2023). Preoperative STOP-BANG questionnaire to predict difficult airway in undiagnosed obstructive sleep apnea patients undergoing elective gynecological surgeries under general endotracheal anesthesia: A prospective observational study. *Annals of African Medicine*, *22*(4), 520–525. https://doi.org/10.4103/aam.aam_2_23

Torres, G., Sánchez de la Torre, M., Pinilla, L., & Barbé, F. (2024). Apnea obstructiva del sueño y riesgo cardiovascular. *Clínica e Investigación en Arteriosclerosis*, *36*(4), 234–242. https://doi.org/10.1016/j.arteri.2024.01.004

Tracy, E., Crandall, C., Grajales, A., & Plunkett, A. (2025). The perioperative implications of the patient with obstructive sleep apnea (OSA): A narrative review. *Future Science OA*, *11*(1), Article 2540744. https://doi.org/10.1080/20565623.2025.2540744