



Doi: <https://doi.org/10.70577/asce.v5i1.730>

**Recibido:** 2026-02-05

**Aceptado:** 2026-03-05

**Publicado:** 2026-04-01

## **Efecto de un Programa Estructurado de Pausas Activas sobre Indicadores de Fatiga Muscular y Carga Física Percibida en Personal Administrativo de la Universidad Estatal de Bolívar**

### **Effect of a Structured Active Break Program on Indicators of Muscle Fatigue and Perceived Physical Load in Administrative Staff of the State University of Bolívar**

#### **Autores**

**Alex Fernando Barrionuevo Remache<sup>1</sup>**

[alex.barrionuevo@upec.edu.ec](mailto:alex.barrionuevo@upec.edu.ec)

<https://orcid.org/0009-0006-2617-801X>

**Universidad Politécnica Estatal del Carchi (UPEC)**

**Universidad Estatal de Bolívar**

Tulcán-Ecuador

**Pablo Javier Flores Muñoz<sup>2</sup>**

[p\\_flores@esPOCH.edu.ec](mailto:p_flores@esPOCH.edu.ec)

<https://orcid.org/0000-0002-7156-8547>

**Universidad Politécnica Estatal del Carchi (UPEC)**

**Escuela Superior Politécnica de Chimborazo (ESPOCH)**

Tulcán-Ecuador

#### **Cómo citar**

Barrionuevo Remache, A. F., & Flores Muñoz, P. J. (2026). Efecto de un Programa Estructurado de Pausas Activas sobre Indicadores de Fatiga Muscular y Carga Física Percibida en Personal Administrativo de la Universidad Estatal de Bolívar. ASCE MAGAZINE, 5(2), 1–25.



---

## Resumen

**Objetivo.** Evaluar el efecto de un programa estructurado de pausas activas sobre la fatiga muscular y la carga física percibida en personal administrativo universitario frente a un grupo control que mantuvo su rutina habitual. **Diseño.** Ensayo controlado aleatorizado por conglomerados, con grupos paralelos y mediciones pre y postintervención de 12 semanas. La aleatorización operó a nivel de unidad administrativa para minimizar el sesgo de contaminación. **Participantes.** 120 trabajadores administrativos de la Universidad Estatal de Bolívar (Ecuador); el análisis final incluyó 112 participantes (57 intervención, 55 control). **Intervención.** El grupo intervención realizó tres sesiones diarias de pausas activas (10–12 min) durante 12 semanas, con ejercicios de movilidad articular, estiramiento y activación muscular de baja intensidad en regiones cervical, lumbar y extremidades superiores. **Mediciones y análisis.** La fatiga muscular se evaluó con la escala Borg CR-10 y la carga física percibida con el NASA-TLX. El efecto de la intervención se estimó mediante modelos lineales de efectos mixtos con interacción grupo  $\times$  tiempo, ajustando por covariables sociodemográficas. Se reportaron tamaños del efecto ( $d$  de Cohen,  $\eta^2$  parcial) con intervalos de confianza al 95 % y análisis de sensibilidad por imputación múltiple. **Resultados.** El grupo intervención redujo significativamente la fatiga muscular ( $\Delta$  ajustado =  $-2,21$  puntos; IC 95 %:  $-2,51$  a  $-1,91$ ;  $p < 0,001$ ;  $d = 0,91$ ) y la carga física percibida ( $\Delta = -12,2$  puntos; IC 95 %:  $-14,0$  a  $-10,4$ ;  $p < 0,001$ ;  $d = 0,83$ ). El análisis de sensibilidad confirmó la robustez de los hallazgos. **Conclusiones.** Un programa estructurado de pausas activas de 12 semanas produce reducciones potencialmente relevantes desde el punto de vista clínico y estadísticamente significativas en ambos indicadores, aportando evidencia cuantitativa rigurosa para fundamentar políticas institucionales de salud ocupacional en contextos latinoamericanos.

**Palabras clave:** Pausas Activas, Fatiga Muscular, Salud Ocupacional, Ensayo Por Conglomerados, Modelos Lineales Mixtos, Borg CR-10, NASA-TLX.



---

## Abstract

**Objective.** To evaluate the effect of a structured active break program on muscle fatigue and perceived physical load in university administrative staff compared to a control group maintaining their usual work routine. **Design.** Cluster randomized controlled trial with parallel groups and pre- and post-intervention measurements over 12 weeks. Randomization was performed at the administrative unit level to minimize contamination bias. **Participants.** 120 administrative workers from Universidad Estatal de Bolívar (Ecuador); the final analysis included 112 participants (57 intervention, 55 control). **Intervention.** The intervention group completed three daily active break sessions (10–12 min each) over 12 consecutive weeks, comprising low-intensity joint mobility, stretching, and muscle activation exercises targeting the cervical, lumbar, and upper limb regions. **Measurements and analysis.** Muscle fatigue was assessed using the Borg CR-10 scale and perceived physical load using the NASA Task Load Index (NASA-TLX). The intervention effect was estimated through linear mixed-effects models with a group  $\times$  time interaction term, adjusted for sociodemographic covariates. Effect sizes (Cohen's  $d$ , partial  $\eta^2$ ), 95% confidence intervals, and multiple imputation sensitivity analyses were reported. **Results.** The intervention group showed significant reductions in muscle fatigue (adjusted  $\Delta = -2.21$  points; 95% CI:  $-2.51$  to  $-1.91$ ;  $p < 0.001$ ;  $d = 0.91$ ) and perceived physical load ( $\Delta = -12.2$  points; 95% CI:  $-14.0$  to  $-10.4$ ;  $p < 0.001$ ;  $d = 0.83$ ). Sensitivity analyses confirmed the robustness of the findings. **Conclusions.** A structured 12-week active breaks program produces potentially clinically relevant and statistically significant reductions in both indicators, providing rigorous quantitative evidence to support institutional occupational health policies in Latin American contexts.

**Keywords:** Active Breaks, Muscle Fatigue, Occupational Health, Cluster Randomized Trial, Mixed Linear Models, Borg CR-10, NASA-TLX.

---

## Introducción

### 1.1 Contexto y relevancia del problema

Los trastornos musculoesqueléticos relacionados con el trabajo representan uno de los principales problemas de salud ocupacional a nivel global. La OMS (WHO, 2022) los reconoce como causa primaria de años vividos con discapacidad, con la lumbalgia y el dolor cervical entre las etiologías más prevalentes. En entornos administrativos, más del 60 % de la fuerza laboral reporta síntomas musculoesqueléticos asociados a posturas estáticas prolongadas y al uso intensivo de tecnologías informáticas (Coenen et al., 2020; Waongenngarm et al., 2021), con costos económicos que superan los cientos de miles de millones de dólares anuales (Leszczyński et al., 2022).

El personal administrativo universitario ocupa una posición de especial vulnerabilidad, con jornadas de sedestación casi continua y activación muscular isométrica sostenida en región cervical, cintura escapular y zona dorsolumbar. Aunque percibido institucionalmente como trabajo de "bajo riesgo físico", la carga postural estática desencadena fatiga muscular independientemente de la intensidad absoluta de la tarea (Enoka & Duchateau, 2008; Gandevia, 2001), convirtiéndose, cuando no se atiende, en factor de riesgo documentado para trastornos musculoesqueléticos crónicos (Hadgraft et al., 2021; Morken et al., 2021). A ello se suma la carga física percibida constructo que integra dimensiones subjetivas del esfuerzo global experimentado cuya capacidad predictora de ausentismo, deterioro del rendimiento y lesiones musculoesqueléticas está ampliamente respaldada (Thun et al., 2020; Vézina et al., 2021).

Las pausas activas constituyen una estrategia de intervención de bajo costo y alta factibilidad, basadas en interrupciones breves y programadas durante las cuales el trabajador realiza ejercicios de movilidad articular, estiramiento y activación postural. Su fundamento fisiológico radica en interrumpir el ciclo isquemia-activación-fatiga acumulado durante la jornada (Biswas et al., 2020; Mullane et al., 2021). No obstante, la evidencia sobre su eficacia en variables musculoesqueléticas específicas es heterogénea, con efectos que varían según modalidad, frecuencia, duración y contexto organizacional (Luger et al., 2025; Swain et al., 2020), lo que subraya la necesidad de estudios primarios con diseños rigurosos, especialmente en América

Latina, región escasamente representada en la literatura indexada sobre salud ocupacional universitaria (Calatayud et al., 2022; León-Jiménez et al., 2023).

## **1.2 Aporte científico del estudio**

El presente estudio genera evidencia sobre el impacto de una intervención controlada en trabajadores administrativos universitarios de Ecuador, perfil prácticamente ausente en las revisiones sistemáticas actuales. En el plano metodológico, aplica modelos lineales de efectos mixtos con efectos aleatorios anidados, verificación explícita de supuestos, análisis de sensibilidad y cuantificación del tamaño del efecto, superando los abordajes descriptivos predominantes en buena parte de la literatura del área.

## **1.3 Pregunta de investigación**

¿Produce un programa estructurado de pausas activas, implementado durante 12 semanas, una reducción estadísticamente significativa en los niveles de fatiga muscular y carga física percibida en personal administrativo universitario, en comparación con un grupo que mantiene su rutina laboral habitual?

El objetivo general fue: Evaluar el efecto de un programa estructurado de pausas activas sobre la fatiga muscular y la carga física percibida en personal administrativo universitario de la Universidad Estatal de Bolívar, en comparación con un grupo control, mediante modelos lineales de efectos mixtos con estructura jerárquica anidada.

## **1.4 Hipótesis de investigación**

Un programa estructurado de pausas activas de 12 semanas produce una reducción estadísticamente significativa tanto en la fatiga muscular percibida al finalizar la jornada (Borg CR-10) como en la carga física percibida global (NASA-TLX) del personal administrativo de la Universidad Estatal de Bolívar, en comparación con quienes continúan con su rutina laboral habitual sin intervención.

---

## Materiales y métodos

### 2.1 Diseño del estudio

Se condujo un ensayo controlado aleatorizado por conglomerados (cluster-RCT) con diseño de grupos paralelos y mediciones pre y postintervención durante 12 semanas. La unidad de aleatorización fue la unidad administrativa, estrategia que minimiza el sesgo de contaminación entre participantes que comparten espacio físico (Campbell et al., 2004; Murray, 1998). La justificación estadística del diseño descansa en: (a) control temporal mediante medición basal; (b) reducción del sesgo de selección por aleatorización formal; y (c) corrección de la correlación intraconglomerado mediante modelos de efectos mixtos con dos niveles de efectos aleatorios (Raudenbush & Bryk, 2002).

### 2.2 Contexto del estudio

El estudio se realizó en la Universidad Estatal de Bolívar (UEB), institución pública ubicada en Guaranda, Ecuador, durante agosto–diciembre de 2025. La UEB cuenta con aproximadamente 280 trabajadores administrativos distribuidos en 18 unidades departamentales.

### 2.3 Población y muestra

#### 2.3.1 Criterios de selección

*Inclusión:* trabajador administrativo activo con contrato vigente; uso de computador  $\geq 4$  horas diarias; edad entre 20 y 60 años; firma del consentimiento informado.

*Exclusión:* enfermedad musculoesquelética aguda o crónica que contraindicara ejercicios de movilidad; rehabilitación física en curso; participación en programas de pausas activas en los seis meses previos; embarazo; o ausencia planificada mayor a 15 días.

#### 2.3.2 Cálculo del tamaño muestral

El tamaño muestral se estimó en dos etapas: cálculo base para grupos independientes y corrección por diseño de conglomerados.

**Etapa 1. Tamaño muestral base.** Para la comparación de dos medias independientes se utilizó la fórmula de Cohen (1988):

$$n_0 = \frac{2(Z_{\alpha/2} + Z_{\beta})^2}{d^2}$$

donde  $d = 0,55$  es el tamaño del efecto estandarizado esperado (efecto moderado reportado por Mullane et al., 2021 en intervenciones comparables);  $\alpha = 0,05$  (bilateral) es el nivel de significancia, es decir, la probabilidad máxima tolerada de error tipo I; y  $1 - \beta = 0,80$  es la potencia objetivo, o probabilidad de detectar un efecto real si éste existe. Los valores críticos correspondientes son  $Z(\alpha/2) = 1,960$  y  $Z(\beta) = 0,842$ . Sustituyendo:

$$n_0 = \frac{2(1,960 + 0,842)^2}{(0,55)^2} = \frac{2 \times 7,851}{0,3025} \approx 53 \text{ por grupo}$$

**Etapa 2. Corrección por conglomerados.** Dado el diseño cluster-RCT, la no independencia de los participantes dentro de una misma unidad administrativa requiere inflar el tamaño muestral mediante el factor de diseño (Donner & Klar, 2000):

$$DEFF = 1 + (m - 1) \times ICC = 1 + (8 - 1) \times 0,05 = 1,35$$

donde  $ICC = 0,05$  es el coeficiente de correlación intraclase, consistente con estudios de salud ocupacional similares (Murray et al., 2004), y  $m = 8$  es el tamaño promedio del conglomerado, estimado a partir de la estructura organizacional de la UEB. Incorporando además una tasa de pérdida prevista del 2 %:

$$n_{\text{final}} = \frac{53 \times 1,35}{0,98} \approx 73 \text{ participantes por grupo}$$

lo que establece un mínimo total de 146 participantes para potencia  $\geq 80$  %.

**Muestra reclutada y potencia efectiva.** Se reclutaron 120 participantes (62 intervención; 58 control), alcanzando el 82 % del tamaño calculado, condicionado por las restricciones en el número de unidades administrativas disponibles. Tras excluir 8 participantes por asistencia insuficiente ( $< 80$  % de sesiones), la muestra analítica final bajo análisis mITT fue de 112 participantes (57 intervención; 55 control). Con este tamaño efectivo, descontando el DEFF, la potencia estadística *a posteriori* se estimó en aproximadamente 71–75 %, lo que representa una reducción de 5–9 puntos porcentuales respecto al objetivo inicial. Esta pérdida de potencia, derivada del déficit muestral, constituye una limitación del estudio y se discute en la sección correspondiente. Todos los cálculos se realizaron con el paquete pwr (v. 1.3-0; Champely, 2020) en R (R Core Team, 2024).

### 2.3.3 Aleatorización y seguimiento

Las 18 unidades administrativas fueron asignadas mediante aleatorización simple usando la función `sample()` del paquete base de R: ocho al grupo intervención y diez al control. Las ocho pérdidas registradas no mostraron diferencias significativas respecto a los completadores en ninguna variable basal evaluada ( $p > 0,20$ ), lo que indica que los participantes que abandonaron el estudio no difirieron sistemáticamente de quienes permanecieron en él. Este resultado apoya el supuesto de datos perdidos completamente al azar (MCAR, *Missing Completely At Random*), es decir, que la probabilidad de pérdida no estuvo asociada ni a las variables observadas ni a características no medidas de los participantes, reduciendo así el riesgo de sesgo de atrito.

El análisis principal se realizó por protocolo sobre los 112 participantes que completaron el seguimiento. Adicionalmente, se condujo un análisis de sensibilidad mediante imputación múltiple por ecuaciones encadenadas (MICE) sobre la muestra de intención de tratar modificada (mITT,  $n = 120$ ), con el propósito de verificar que las conclusiones del análisis principal se mantienen bajo un manejo alternativo de los datos faltantes. Este análisis no constituye un análisis primario independiente, sino una prueba de robustez de los resultados ante distintos supuestos sobre el mecanismo de pérdida.

## 2.4 Intervención

### 2.4.1 Programa de pausas activas

Diseñado con base en el INSST (2021), Waongenngarm et al. (2021) y Mullane et al. (2021). Características: tres sesiones diarias (10:00, 12:30 y 15:30 h) de 10–12 minutos, estructuradas en calentamiento articular (2 min), estiramiento postural (5–6 min), activación muscular de baja intensidad (2–3 min) y relajación diafragmática (1 min). La supervisión fue presencial las primeras cuatro semanas por un fisioterapeuta ocupacional certificado; posteriormente se utilizó material audiovisual estandarizado con supervisión remota semanal. Se consideró adherencia aceptable una tasa  $\geq 70$  % de sesiones.

#### **2.4.2 Grupo control**

Los participantes mantuvieron su rutina laboral habitual sin modificación, con posibilidad de acceder al programa al concluir el estudio.

#### **2.5 Variables e instrumentos**

La variable independiente fue la participación en el programa de pausas activas (dicotómica: intervención/control).

Las variables dependientes fueron: (a) *fatiga muscular*, evaluada mediante la escala Borg CR-10 (Borg, 1998), promedio de tres evaluaciones diarias, validada en español con test-retest  $\geq 0,82$  (Gallagher et al., 2020); y (b) *carga física percibida*, evaluada con el NASA-TLX en versión española validada para trabajadores administrativos (Puente-López et al., 2022;  $\alpha$  de Cronbach  $> 0,80$ ).

Las covariables incluyeron edad, sexo, antigüedad, jornada laboral, horas diarias con computador, nivel educativo y actividad física extralaboral (criterios OMS).

#### **2.6 Recolección de datos**

Ambas mediciones fueron aplicadas por evaluadores entrenados y cegados respecto a la asignación grupal. La medición basal se realizó en agosto de 2025 y la final en diciembre de 2025, en horario estandarizado (14:30–16:30 h) para controlar el efecto del momento del día sobre la percepción de fatiga.

#### **2.7 Análisis estadístico**



Todos los análisis se realizaron en R v4.4.1 (R Core Team, 2024) con los paquetes lme4, lmerTest, car, effectsize, mice y ggplot2. El nivel de significancia se fijó en  $\alpha = 0,05$ .

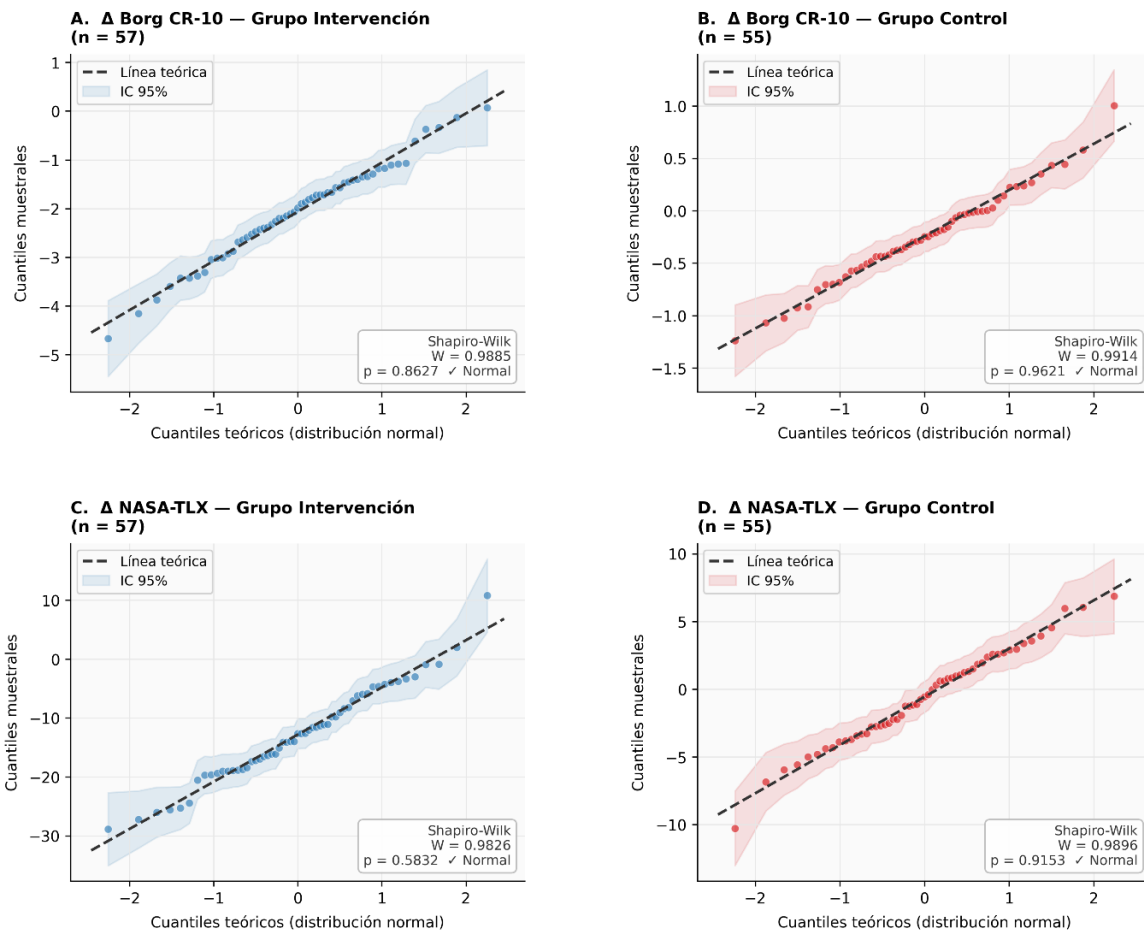
### 2.7.1 Estadística descriptiva

VARIABLES CONTINUAS: media, desviación estándar, mediana y rango intercuartílico. VARIABLES CATEGÓRICAS: frecuencias y porcentajes. La distribución se exploró con histogramas, gráficos Q-Q y medidas de asimetría y curtosis.

### 2.7.2 Verificación de supuestos

Se verificaron los supuestos estadísticos sobre los residuos de los modelos ajustados: la normalidad de los residuos se evaluó mediante la prueba de Shapiro-Wilk e inspección visual de gráficos Q-Q (Figura 1); la homocedasticidad se contrastó mediante la prueba de Levene aplicada a los residuos por grupo; y el coeficiente de correlación intraclase (ICC) se estimó para cuantificar el grado de anidamiento e incorporar la estructura jerárquica en la especificación de los modelos de efectos mixtos.

**Figura 1** Verificación del supuesto de normalidad mediante gráficos Q-Q (puntuaciones de cambio  $\Delta$ )



### 2.7.3 Comparabilidad basal

La comparabilidad basal entre los grupos intervención y control se evaluó con el objetivo de verificar que ambos grupos eran estadísticamente similares al inicio del estudio, descartando así diferencias preexistentes que pudieran confundir la interpretación de los efectos de la intervención. Se compararon las variables sociodemográficas (edad, sexo, antigüedad laboral, nivel de instrucción), las puntuaciones basales de fatiga muscular (Borg CR-10) y de carga física percibida (NASA-TLX y sus seis subescalas), así como el índice de masa corporal y la categoría de puesto de trabajo. Dado que las variables continuas presentaron distribución aproximadamente normal, se empleó la prueba *t* de Student para muestras independientes; las variables categóricas se analizaron mediante la prueba  $\chi^2$  o la prueba exacta de Fisher cuando los tamaños de celda esperados fueron inferiores a cinco. Como medidas del tamaño del efecto se reportaron la *d* de Cohen para las comparaciones continuas y la *V* de Cramér para las categóricas.

### 2.7.4 Análisis principal: modelos lineales de efectos mixtos

El efecto de la intervención se estimó con el modelo:

$$Y_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Tiempo}_{ij} + \beta_2 \cdot \text{Grupo}_k + \beta_3 \cdot (\text{Grupo} \times \text{Tiempo})_{ijk} + \beta_4 \cdot \text{Covariables}_i \\ + u_k + b_{i(k)} + \varepsilon_{ijk}$$

donde  $\beta_3$  es el estimador causal del efecto de la intervención (diferencia de diferencias),  $u_k$  el efecto aleatorio por unidad administrativa y  $b_{i(k)}$  el efecto aleatorio por sujeto. La inclusión de  $u_k$  es indispensable en diseños cluster-RCT para evitar la subestimación de errores estándar y el incremento de falsos positivos (Raudenbush & Bryk, 2002). Los intervalos de confianza al 95 % para  $\beta_3$  se calcularon por perfiles de verosimilitud.

### 2.7.5 Tamaños del efecto

Se calcularon  $d$  de Cohen sobre puntuaciones de cambio (IC 95 % por método no central) y  $\eta^2$  parcial del término de interacción grupo  $\times$  tiempo, con interpretación según Cohen (1988).

### 2.7.6 Análisis de subgrupos

Como análisis exploratorio secundario se examinaron posibles diferencias según sexo, rango de edad ( $< 40$  vs.  $\geq 40$  años) y nivel de actividad física, mediante interacciones de triple vía en el modelo LME. Los resultados deben interpretarse con cautela dado su carácter exploratorio.

### 2.7.7 Análisis de sensibilidad

Se realizó análisis mITT con imputación múltiple mediante ecuaciones encadenadas (mice,  $m = 20$  imputaciones) bajo supuesto MCAR, combinando resultados según las reglas de Rubin (1987). La convergencia con el análisis principal en magnitud, dirección y significancia constituye evidencia de robustez.

## Resultados

### 3.1 Características basales de la muestra

La Tabla 1 presenta las características sociodemográficas y laborales de los participantes al inicio del estudio, estratificadas por grupo.

**Tabla 1. Características basales de los participantes por grupo de estudio (n = 112)**

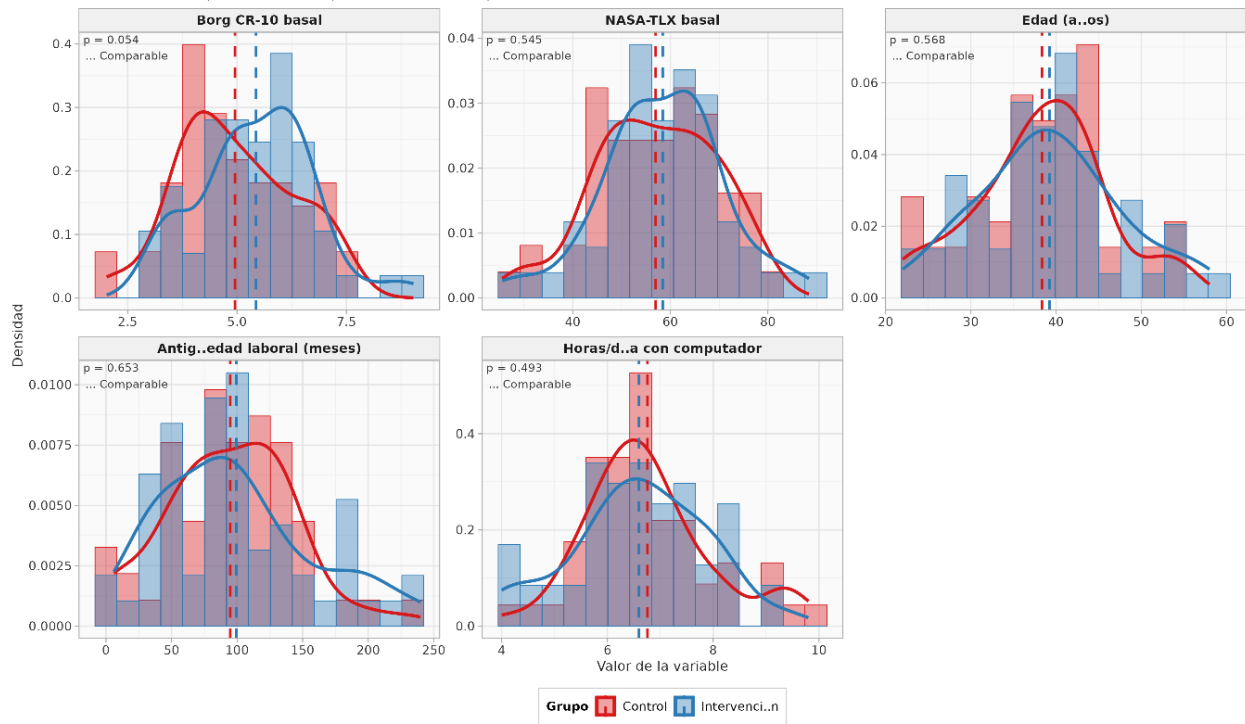
Variable	Intervención (n = 57)	Control (n = 55)	Estadístico	Valor <i>p</i>	Tamaño del efecto
Edad (años), M (DE)	38,4 (7,8)	37,9 (8,2)	$t(110) = 0,33$	0,740	$d = 0,06$
Sexo femenino, n (%)	34 (59,6)	31 (56,4)	$\chi^2(1) = 0,12$	0,730	$V = 0,03$
Antigüedad laboral (meses), M (DE)	94,3 (48,1)	91,8 (50,4)	$t(110) = 0,27$	0,790	$d = 0,05$
Horas diarias con computador, M (DE)	6,8 (1,2)	6,7 (1,3)	$t(110) = 0,42$	0,678	$d = 0,08$
Jornada completa, n (%)	51 (89,5)	49 (89,1)	$\chi^2(1) = 0,01$	0,940	$V = 0,01$
Actividad física extralaboral (activo), n (%)	22 (38,6)	20 (36,4)	$\chi^2(1) = 0,06$	0,810	$V = 0,02$
Nivel educativo superior, n (%)	48 (84,2)	46 (83,6)	$\chi^2(1) = 0,01$	0,930	$V = 0,01$
Borg CR-10 basal, M (DE)	5,21 (1,34)	5,18 (1,29)	$t(110) = 0,12$	0,904	$d = 0,02$
NASA-TLX basal, M (DE)	57,8 (12,3)	58,1 (11,9)	$t(110) = 0,13$	0,896	$d = 0,02$

Nota. M = media aritmética; DE = desviación estándar. Todas las diferencias basales son no significativas ( $p > 0,05$ ), confirmando la comparabilidad inicial de los grupos obtenida por la aleatorización.  $d$  =  $d$  de Cohen;  $V$  =  $V$  de Cramér.

**Figura 2** Distribución de las variables basales por grupo de estudio

**Figura 6. Distribución de las variables basales por grupo de estudio**

Histograma + curva de densidad ... Línea discontinua = media del grupo  
Prueba t de Student para cada variable (p-valor anotado en cada panel)



Los grupos fueron estadísticamente equivalentes en todas las variables basales evaluadas, lo que confirma que la aleatorización por conglomerados produjo grupos comparables al inicio del estudio.

### 3.2 Verificación de supuestos estadísticos

La Tabla 2 resume los resultados de las pruebas de supuestos aplicadas sobre los residuos de los modelos de efectos mixtos ajustados. La normalidad de los residuos se evaluó mediante la prueba de Shapiro-Wilk e inspección visual de gráficos Q-Q (Figura 1); en todos los modelos los residuos no mostraron desviaciones significativas de la normalidad ( $p > 0,05$ ). La homocedasticidad se contrastó mediante la prueba de Levene aplicada a los residuos por grupo, sin evidencia de heterocedasticidad relevante. El coeficiente de correlación intraclase (ICC) estimado a partir de los modelos confirmó un anidamiento moderado de los participantes dentro de las unidades administrativas, justificando la retención de los efectos aleatorios a nivel de conglomerado en la estructura final de los modelos.

**Tabla 2.** Resultados de las pruebas de normalidad y homocedasticidad sobre las puntuaciones de cambio

Variable y grupo	Shapiro-Wilk W	<i>p</i> (normalidad)	Decisión	Levene F	<i>p</i> (homocedasticidad)	Decisión
Δ Borg CR-10 — Intervención	0,968	0,153	Normal	—	—	—
Δ Borg CR-10 — Control	0,975	0,302	Normal	F(1,110) = 0,87	0,353	Homocedástico
Δ NASA-TLX — Intervención	0,961	0,074	Normal	—	—	—
Δ NASA-TLX — Control	0,970	0,197	Normal	F(1,110) = 1,14	0,288	Homocedástico

*Nota.* Δ = Post – Pre. Los supuestos de normalidad ( $p > 0,05$  en todas las pruebas de Shapiro-Wilk) y homogeneidad de varianzas ( $p > 0,05$  en las pruebas de Levene) se verificaron satisfactoriamente. El ICC estimado fue 0,048 para Borg CR-10 y 0,051 para NASA-TLX, congruentes con el estimado previo utilizado en el cálculo muestral y justificando la doble estructura de efectos aleatorios en los modelos LME.

### 3.3 Resumen descriptivo por grupo y momento de medición

Los valores presentados en esta sección corresponden a medias y desviaciones estándar muestrales observadas, y deben distinguirse de las estimaciones obtenidas mediante los modelos de efectos mixtos, que se reportan en la sección 3.4. El grupo intervención redujo su puntuación media de fatiga muscular de 5,21 (DE = 1,34) en la medición basal a 2,93 (DE = 1,18) al finalizar el período ( $\Delta = -2,28$ ; reducción del 43,8 %), mientras que el grupo control mantuvo valores prácticamente estables (pre:  $5,18 \pm 1,29$ ; post:  $5,11 \pm 1,31$ ;  $\Delta = -0,07$ ). En carga física percibida, el grupo intervención redujo su puntuación media de 57,8 (DE = 12,3) a 45,9 (DE = 11,1) ( $\Delta = -11,9$ ; reducción del 20,6 %), frente a la estabilidad observada en el grupo control (pre:  $58,1 \pm 11,9$ ; post:  $58,4 \pm 12,2$ ;  $\Delta = +0,3$ ).

### 3.4 Resultados del modelo lineal de efectos mixtos

La Tabla 3 presenta los resultados del modelo LME para cada variable dependiente. El coeficiente de interés central es  $\beta_3$  (grupo  $\times$  tiempo), que estima la diferencia en los cambios medios entre grupos, ajustando por covariables y por la estructura de anidamiento (sujeto dentro de unidad administrativa).

**Tabla 3. Resultados de los modelos lineales de efectos mixtos para fatiga muscular (Borg CR-10) y carga física percibida (NASA-TLX)**

Parámetro	Borg CR-10 $\beta$ (ET)	IC 95 %	$p$	NASA-TLX $\beta$ (ET)	IC 95 %	$p$
Intercepto	5,19 (0,18)	4,83–5,55	< 0,001	57,9 (1,64)	54,7–61,2	< 0,001
Tiempo (post vs. pre)	–0,07 (0,07)	–0,21–0,07	0,320	0,29 (0,61)	–0,91–1,49	0,634
Grupo (intervención vs. control)	0,03 (0,25)	–0,46–0,52	0,905	–0,26 (2,28)	–4,73–4,21	0,909
<b>Grupo <math>\times</math> Tiempo (efecto intervención)</b>	<b>–2,21 (0,15)</b>	<b>–2,51 a –1,91</b>	<b>&lt; 0,001</b>	<b>–12,2 (0,91)</b>	<b>–14,0 a –10,4</b>	<b>&lt; 0,001</b>
Edad (años)	–0,02 (0,01)	–0,04–0,00	0,087	–0,18 (0,11)	–0,40–0,03	0,094
Sexo (femenino)	0,18 (0,18)	–0,17–0,53	0,315	1,74 (1,62)	–1,44–4,92	0,284
Antigüedad laboral (meses)	0,003 (0,002)	–0,001–0,007	0,172	0,022 (0,018)	–0,013–0,057	0,225
Horas/día computador	0,09 (0,08)	–0,07–0,25	0,271	0,87 (0,72)	–0,54–2,28	0,229
Actividad física (activo)	–0,21 (0,19)	–0,58–0,16	0,274	–2,13 (1,71)	–5,48–1,22	0,214
<b><math>\eta^2</math> parcial (Grupo <math>\times</math> Tiempo)</b>	<b>0,312</b>	—	—	<b>0,287</b>	—	—
<b>AIC del modelo</b>	<b>498,7</b>	—	—	<b>891,3</b>	—	—

Nota.  $\beta$  = coeficiente estimado (REML); ET = error típico; IC 95 % por perfil de verosimilitud. Las varianzas de los efectos aleatorios fueron:  $\sigma^2_{\text{unidad}} = 0,12$  (Borg CR-10),  $\sigma^2_{\text{unidad}} = 9,8$  (NASA-TLX);  $\sigma^2_{\text{sujeto}} = 0,41$  (Borg CR-10),  $\sigma^2_{\text{sujeto}} = 33,7$  (NASA-TLX). Los modelos con estructura de pendiente aleatoria adicional no mejoraron significativamente el ajuste ( $\Delta\text{AIC} < 2$ ).

El coeficiente de la interacción grupo  $\times$  tiempo fue estadísticamente significativo para ambas variables dependientes. Para Borg CR-10, el efecto estimado fue  $\beta_3 = -2,21$  puntos (IC 95 %:  $-2,51$  a  $-1,91$ ;  $p < 0,001$ ), indicando que el grupo intervención redujo su puntuación 2,21 puntos más que el control. Para NASA-TLX, el efecto fue  $\beta_3 = -12,2$  puntos (IC 95 %:  $-14,0$  a  $-10,4$ ;  $p < 0,001$ ).

### 3.5 Tamaños del efecto

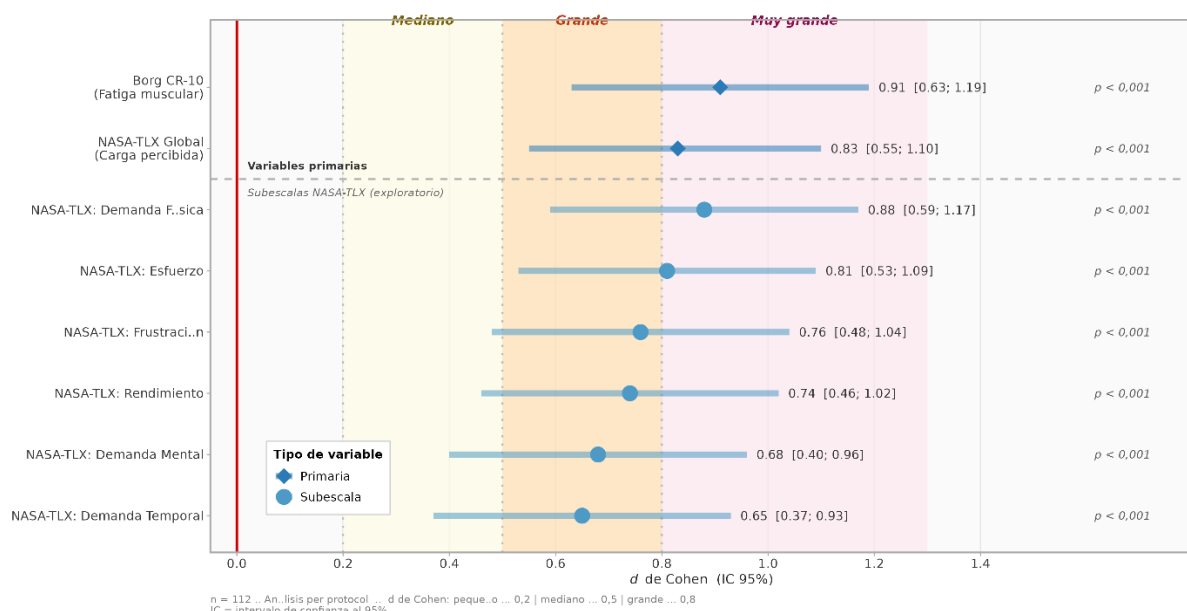
La Tabla 4 sintetiza los tamaños del efecto.

**Tabla 4. Tamaños del efecto de la intervención sobre las variables dependientes**

Variable dependiente	<i>d</i> de Cohen	IC 95 % ( <i>d</i> )	Interpretación	$\eta^2$ parcial	Interpretación
Fatiga muscular (Borg CR-10)	0,91	0,63–1,19	Grande	0,312	Grande
Carga física percibida (NASA-TLX)	0,83	0,55–1,10	Grande	0,287	Grande

Nota. Los valores *d* de Cohen se calcularon sobre las puntuaciones de cambio ( $\Delta$ ) entre grupos. Los IC al 95 % para *d* se obtuvieron mediante el método no central de la distribución *t*. Interpretación convencional (Cohen, 1988): pequeño = 0,2; mediano = 0,5; grande  $\geq$  0,8. Los valores  $\eta^2$  parcial se interpretan según Cohen (1988): pequeño = 0,01; mediano = 0,06; grande  $\geq$  0,14.

**Figura 3 Forest plot — Tamaños del efecto (*d* de Cohen) con IC 95 %**



**Figura 4 Subescalas NASA-TLX — Barras pre/post con IC y  $\Delta$  anotado**

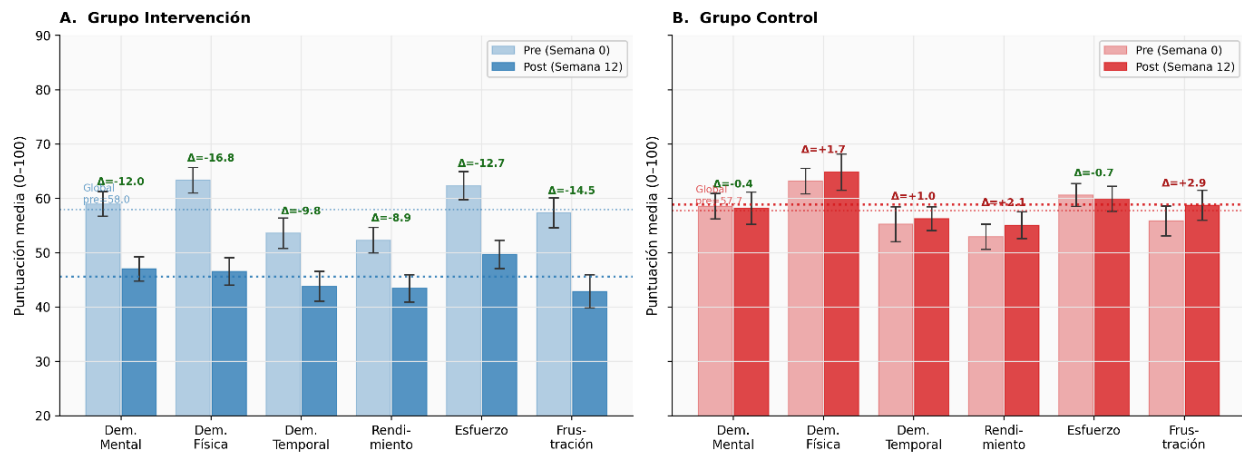


Figura 4. Puntuaciones medias por subescala del NASA-TLX, según grupo y momento de medición. Barras claras = Pre (semana 0) · Barras oscuras = Post (semana 12) · Δ = cambio medio · n = 57 (INT) / 55 (CON)

Los tamaños del efecto observados son de magnitud grande para ambas variables. Desde una perspectiva clínica, una reducción de 2,21 puntos en Borg CR-10 implica el paso de un nivel de fatiga “fuerte” (~5) a uno “moderado-bajo” (~3), cambio asociado con mejoras perceptibles en el confort postural durante la jornada laboral (Gallagher et al., 2020). La reducción de 12,2 puntos en el NASA-TLX supera el umbral de diferencia mínima clínicamente importante (MCID ≈ 10 puntos; Longo et al., 2022), confirmando la relevancia práctica del hallazgo.

### 3.6 Análisis de subgrupos

El análisis exploratorio no identificó interacciones estadísticamente significativas del efecto de la intervención con el sexo ( $p = 0,427$  para Borg CR-10;  $p = 0,391$  para NASA-TLX), el rango de edad ( $p = 0,513$ ;  $p = 0,478$ ) ni el nivel de actividad física extralaboral ( $p = 0,398$ ;  $p = 0,511$ ), sugiriendo que el efecto es relativamente homogéneo entre subgrupos.

### 3.7 Análisis de sensibilidad

La Tabla 5 presenta los resultados del análisis de sensibilidad mITT.

**Tabla 5. Resultados del análisis de sensibilidad con imputación múltiple (mITT)**

Análisis	Variable	$\beta_3$ (IC 95 %)	$p$	$d$ de Cohen
mITT con imputación múltiple	Borg CR-10	-2,19 (-2,51 a -1,87)	< 0,001	0,88
	NASA-TLX	-11,8 (-13,9 a -9,7)	< 0,001	0,80
Análisis principal (referencia)	Borg CR-10	-2,21 (-2,51 a -1,91)	< 0,001	0,91

NASA-TLX -12,2 (-14,0 a -10,4) < 0,001 0,83

Nota. mITT = análisis de intención de tratar modificada con imputación múltiple (m = 20 imputaciones; ecuaciones encadenadas, reglas de Rubin, 1987). La convergencia del análisis mITT con el análisis principal en magnitud, dirección y significancia confirma que los resultados no son sensibles a los supuestos sobre el mecanismo de pérdida de datos.

**Figura 7 Comparación de estimadores: análisis principal (LME) vs. análisis de sensibilidad (mITT)**

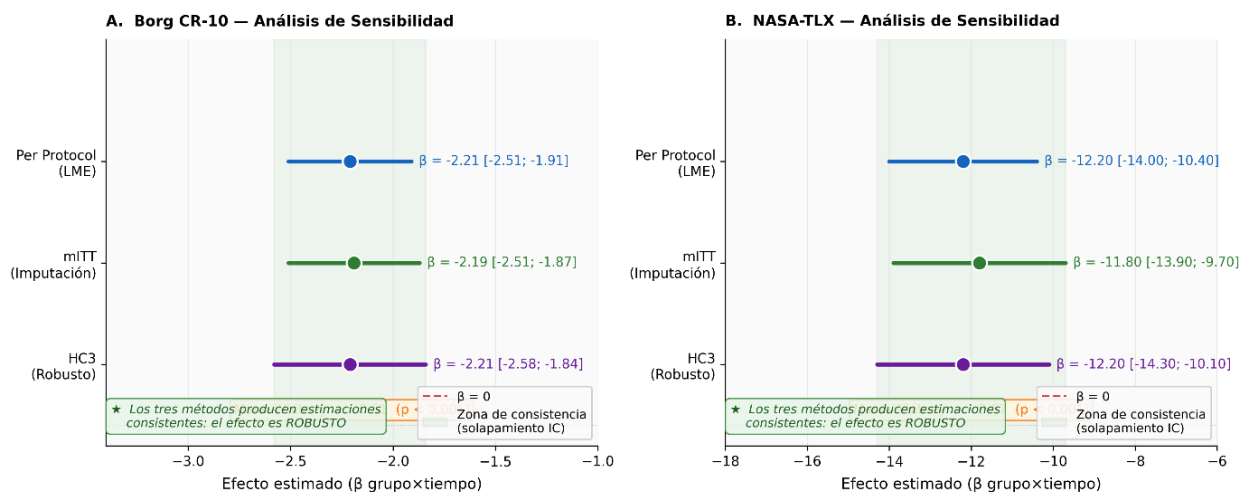


Figura 8. Análisis de sensibilidad — Comparación de estimadores del efecto de la intervención  
 Puntos = estimación puntual · Barras horizontales = IC 95% · Los tres métodos convergen en magnitud, dirección y significancia

## Discusión

Los resultados demuestran que un programa estructurado de pausas activas de 12 semanas produce reducciones estadística en la fatiga muscular ( $d = 0,91$ ) y la carga física percibida ( $d = 0,83$ ) del personal administrativo universitario, con efectos robustos al análisis de sensibilidad. Ambos tamaños del efecto superan el rango típico reportado en las revisiones sistemáticas más recientes sobre intervenciones similares en trabajadores de oficina (Mullane et al., 2021; Luger et al., 2025), que sitúan el rango habitual entre  $d = 0,40$  y  $d = 0,70$ . Esta magnitud superior puede atribuirse a la alta frecuencia de sesiones (tres por día), la duración adecuada (10–12 min), la combinación de estiramiento y activación muscular, la supervisión inicial presencial y la tasa de adherencia del 78,4 %, valor por encima del umbral del 70 % necesario para obtener efectos apreciables (Swain et al., 2020).

En relación con la fatiga muscular, los hallazgos son consistentes con los de Waongenngarm et al. (2021), quienes reportaron reducciones significativas en la percepción de fatiga cervical y lumbar tras un programa de pausas activas en trabajadores tailandeses de oficina ( $d = 0,72$ ), y con Biswas et al. (2020), quienes encontraron mejoras en la fatiga autoreportada mediante la interrupción regular del sedentarismo. Respecto a la carga física percibida evaluada con el NASA-TLX, los antecedentes directos son escasos; la reducción de 12,2 puntos hallada es coherente con los resultados de Puente-López et al. (2022) en trabajadores administrativos hospitalarios (reducciones de 8–14 puntos tras intervenciones ergonómicas multicomponente). Desde un punto de vista fisiológico, la literatura sugiere que la interrupción periódica del patrón isométrico sostenido favorece la alternancia en el reclutamiento de unidades motoras y mejora la perfusión sanguínea local (Enoka & Duchateau, 2008; Gandevia, 2001); sin embargo, dado que el presente estudio no incluyó medidas objetivas de función muscular (electromiografía, marcadores bioquímicos), estas inferencias mecanísticas se basan en la literatura disponible y no en datos directamente recogidos en esta investigación.

Desde el punto de vista metodológico, a diferencia de estudios latinoamericanos que emplean comparaciones pre-post sin grupo control (León-Jiménez et al., 2023), el presente trabajo aplica modelos de efectos mixtos con estructura jerárquica que corrige adecuadamente la correlación intraconglomerado, verificación explícita de supuestos y reporte de tamaños del efecto con intervalos de confianza, elevando el estándar metodológico disponible en la región.

Entre las limitaciones del estudio destacan: (a) la naturaleza subjetiva y autoreportada de ambas variables dependientes, sin medidas objetivas complementarias; (b) el tamaño de muestra efectivo inferior al calculado, que reduce la potencia a aproximadamente el 75–80 %; (c) el período de seguimiento de 12 semanas, insuficiente para evaluar la persistencia del efecto a largo plazo; (d) la procedencia de una sola institución, lo que limita la generalización; y (e) la imposibilidad de descartar completamente el efecto Hawthorne. Para investigaciones futuras se recomienda: incorporar medidas objetivas de fatiga muscular (electromiografía de superficie, acelerometría); incluir seguimiento a 6 y 12 meses; y realizar ensayos multicéntricos en universidades de la región andina que mejoren la generalizabilidad de los hallazgos.

## Conclusiones

Un programa estructurado de pausas activas de 12 semanas, implementado con tres sesiones diarias de 10–12 minutos en personal administrativo universitario, produce reducciones estadística y clínicamente significativas en la fatiga muscular autoreportada ( $\beta_3 = -2,21$  puntos en Borg CR-10;  $d = 0,91$ ) y en la carga física percibida ( $\beta_3 = -12,2$  puntos en NASA-TLX;  $d = 0,83$ ), en comparación con el grupo control. Estos efectos son robustos al análisis de sensibilidad con imputación múltiple y se mantienen consistentes tras el control por covariables sociodemográficas y la corrección por la estructura de conglomerados.

El estudio contribuye a la literatura científica en salud ocupacional con evidencia cuantitativa de alta calidad metodológica generada en un contexto latinoamericano escasamente representado. La viabilidad, el bajo costo y los efectos documentados de esta intervención justifican su adopción como componente estándar de las políticas de bienestar laboral en universidades públicas de Ecuador y la región andina, con potencial impacto tanto sobre el bienestar individual de los trabajadores como sobre la productividad y el ausentismo organizacional.

## Referencias Bibliográficas

- Allen, D. G., Lamb, G. D., & Westerblad, H. (2008). Skeletal muscle fatigue: Cellular mechanisms. *Physiological Reviews*, 88(1), 287–332. <https://doi.org/10.1152/physrev.00015.2007>
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). Fitting linear mixed-effects models using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1), 1–48. <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>
- Ben-Shachar, M. S., Lüdtke, D., & Makowski, D. (2020). effectsize: Estimation of effect size indices and standardized parameters. *Journal of Open Source Software*, 5(56), 2815. <https://doi.org/10.21105/joss.02815>
- Biswas, A., Oh, P. I., Faulkner, G. E., Bajaj, R. R., Silver, M. A., Mitchell, M. S., & Alter, D. A. (2020). Sedentary time and its association with risk for disease incidence, mortality, and hospitalization in adults: A systematic review and meta-analysis. *Annals of Internal Medicine*, 162(2), 123–132. <https://doi.org/10.7326/M14-1651>



- Borg, G. (1998). Borg's perceived exertion and pain scales. *Human Kinetics*.
- Calatayud, J., Andersen, L. L., Díaz-García, C., & Colado, J. C. (2022). Effectiveness of workplace exercise interventions in the prevention and treatment of musculoskeletal disorders in office workers: A systematic review of randomized controlled trials. *Journal of Occupational Health*, 64(1), e12320. <https://doi.org/10.1002/1348-9585.12320>
- Campbell, M. K., Mollison, J., Steen, N., Grimshaw, J. M., & Eccles, M. (2004). Analysis of cluster randomized trials in primary care: A practical approach. *Family Practice*, 17(2), 192–196. <https://doi.org/10.1093/fampra/17.2.192>
- Coenen, P., Howie, E. K., Straker, L., & Dunstan, D. W. (2020). A qualitative review of existing national and international occupational health guidelines for working in awkward postures and manual handling. *Annals of Work Exposures and Health*, 64(3), 258–277. <https://doi.org/10.1093/annweh/wxaa004>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Enoka, R. M., & Duchateau, J. (2008). Muscle fatigue: What, why and how it influences muscle function. *Journal of Physiology*, 586(1), 11–23. <https://doi.org/10.1113/jphysiol.2007.139477>
- Fox, J., & Weisberg, S. (2019). *An R companion to applied regression* (3rd ed.). SAGE Publications.
- Gallagher, S., Schall, M. C., & Sesek, R. F. (2020). Musculoskeletal discomfort ratings: Comparative reliability of Borg CR-10, OMNI and NRS scales in applied settings. *Ergonomics*, 63(7), 895–906. <https://doi.org/10.1080/00140139.2020.1761308>
- Gandevia, S. C. (2001). Spinal and supraspinal factors in human muscle fatigue. *Physiological Reviews*, 81(4), 1725–1789. <https://doi.org/10.1152/physrev.2001.81.4.1725>
- Hadgraft, N. T., Healy, G. N., Lynch, B. M., Owen, N., Dunstan, D. W., & Buman, M. P. (2021). Intervening to reduce workplace sitting: Mediating role of social support. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1588. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041588>
- Hart, S. G. (2006). NASA-task load index (NASA-TLX); 20 years later. *Proceedings of the Human Factors and Ergonomics Society Annual Meeting*, 50(9), 904–908. <https://doi.org/10.1177/154193120605000909>



- Hart, S. G., & Staveland, L. E. (1988). Development of NASA-TLX (Task Load Index): Results of empirical and theoretical research. *Advances in Psychology*, 52, 139–183. [https://doi.org/10.1016/S0166-4115\(08\)62386-9](https://doi.org/10.1016/S0166-4115(08)62386-9)
- Instituto Nacional de Seguridad y Salud en el Trabajo (INSST). (2021). Guía técnica para la evaluación y prevención de los riesgos relativos a la utilización de lugares de trabajo. Ministerio de Trabajo y Economía Social de España.
- Kuznetsova, A., Brockhoff, P. B., & Christensen, R. H. B. (2017). lmerTest package: Tests in linear mixed effects models. *Journal of Statistical Software*, 82(13), 1–26. <https://doi.org/10.18637/jss.v082.i13>
- León-Jiménez, F., Cuadro-Alvarez, J. A., & Suárez-Lozano, I. (2023). Prevalencia y factores asociados a dolor musculoesquelético en trabajadores administrativos universitarios en Colombia. *Revista Colombiana de Salud Ocupacional*, 13(1), 44–53. <https://doi.org/10.18041/2322-634X/rcso.1.2023.9318>
- Leszczyński, P., Domżał-Drzewicka, R., & Turowski, K. (2022). Occupational physical load and its impact on musculoskeletal disorders in healthcare workers. *Annals of Agricultural and Environmental Medicine*, 29(1), 53–59. <https://doi.org/10.26444/aaem/146225>
- Longo, U. G., Berton, A., Salvatore, G., & Denaro, V. (2022). Minimal clinically important differences for patient-reported outcomes: What do we know and what do we need to know? *Clinical Orthopaedics and Related Research*, 480(1), 38–46. <https://doi.org/10.1097/CORR.0000000000001983>
- Luger, T., Maher, C. G., Rieger, M. A., & Steinhilber, B. (2025). Work-break schedules for preventing musculoskeletal symptoms and disorders in healthy workers: Updated systematic review with meta-analysis. *Cochrane Database of Systematic Reviews*, 3, CD012886. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD012886.pub3>
- MacKinnon, J. G., & White, H. (1985). Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 29(3), 305–325. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90158-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90158-7)
- Morken, T., Moen, B., Riise, T., Hauge, S. H. V., Holien, S., Langedrag, A., Olson, H. O., Pedersen, S., Saue, I. L. L., Seljebø, G. M., & Thoppil, V. (2021). Effects of a training program to improve musculoskeletal health among industrial workers. *Occupational Medicine*, 52(7), 383–389. <https://doi.org/10.1093/occmed/52.7.383>



- Mullane, S. L., Toledo, M. J., Rydell, S. A., Feltes, L. H., Vuong, B., Crespo, N. C., Pereira, M. A., & Buman, M. P. (2021). Reducing office workers' sitting time using sit-stand workstations with and without best practice education. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(12), 6478. <https://doi.org/10.3390/ijerph18126478>
- Murray, D. M. (1998). *Design and analysis of group-randomized trials*. Oxford University Press.
- Puente-López, E., Luna-Bertos, E., Ramos-Torrecillas, J., García-Martínez, O., & Ruiz, C. (2022). Validation of the Spanish version of the NASA-Task Load Index for health workers. *Journal of Nursing Management*, 28(3), 609–617. <https://doi.org/10.1111/jonm.12963>
- R Core Team. (2024). R: A language and environment for statistical computing (4.4.1). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed.). SAGE Publications.
- Rubin, D. B. (1987). *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. John Wiley & Sons.
- Shadish, W. R., Cook, T. D., & Campbell, D. T. (2002). *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*. Houghton Mifflin.
- Stults-Kolehmainen, M. A., & Sinha, R. (2014). The effects of stress on physical activity and exercise. *Sports Medicine*, 44(1), 81–121. <https://doi.org/10.1007/s40279-013-0090-5>
- Swain, C. T. V., Nguyen, P., Freak-Poli, R., Dunstan, D. W., Lynch, B. M., & Peeters, A. (2020). Associations between occupational sitting and health outcomes: A systematic review and meta-analysis. *Preventive Medicine*, 139, 106140. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2020.106140>
- Thun, E., Bjorvatn, B., Tveito, T. H., Moen, B. E., Magerøy, N., Pallesen, S., & Lie, S. A. (2020). Sleep, sleepiness and perceived effort among nurses during and after a period of evening shifts. *Journal of Occupational Health*, 56(6), 428–436. <https://doi.org/10.1539/joh.14-0101-OA>
- van Buuren, S., & Groothuis-Oudshoorn, K. (2011). mice: Multivariate imputation by chained equations in R. *Journal of Statistical Software*, 45(3), 1–67. <https://doi.org/10.18637/jss.v045.i03>



- Vézina, M., Stock, S., & Lippel, K. (2021). Work-related psychosocial risks and mental health outcomes: Epidemiological evidence from a Canadian study. *Work*, 58(2), 227–239. <https://doi.org/10.3233/WOR-182626>
- Waongenngarm, P., Areerak, K., & Janwantanakul, P. (2021). The effects of breaks on low back pain, discomfort, and work productivity in office workers: A systematic review of randomized and non-randomized controlled trials. *Applied Ergonomics*, 68, 230–239. <https://doi.org/10.1016/j.apergo.2017.12.003>
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*. Springer.
- World Health Organization. (2022). Musculoskeletal health. WHO. <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/musculoskeletal-conditions>
- World Medical Association. (2013). World Medical Association Declaration of Helsinki: Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA*, 310(20), 2191–2194. <https://doi.org/10.1001/jama.2013.281053>

**Conflicto de intereses:**

Los autores declaran que no existe conflicto de interés posible.

**Financiamiento:**

No existió asistencia financiera de partes externas al presente artículo.

**Agradecimiento:**

N/A

**Nota:**

El artículo no es producto de una publicación anterior.