Machero MM. AJRPT. 2025;7(3):p43-52
http://www.ajrpt.com
DOI: https://doi.org/10.58172/ajrpt.v7i3.394

AJRPT
ARGENTINIAN JOURNAL OF RESPIRATORY AND PHYSICAL THERAPY

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

La prueba de control de tronco como predictor de la marcha en sujetos con accidente cerebrovascular: estudio de cohorte ambispectivo

[Trunk control test as a predictor of walking ability in subjects with stroke: an ambispective cohort study]

Matías Mariano Machero[1*], Mariano Gastón Poletti[1], Ángel Santiago Herbón[1], Ailén Tassi[1], María Isabel Gómez[1], Martín Mastandrea[1], Romina Belén Mattei[1]

Resumen

Objetivo: Determinar si el puntaje de la prueba de control de tronco (TCT, por sus siglas en inglés) predice el logro de la marcha en sujetos con accidente cerebrovascular (ACV) en fase aguda y subaguda.

Materiales y métodos: Se realizó un estudio de cohorte ambispectivo. Los datos se recolectaron en forma retrospectiva a partir de las fichas kinésicas de los sujetos internados por ACV, y luego se contactó telefónicamente a aquellos que habían sido dados de alta sin haber alcanzado la marcha. El tiempo hasta lograr la marcha se analizó mediante el estimador de Kaplan–Meier y, para evaluar factores asociados, se ajustaron modelos de riesgos proporcionales de Cox. Para valorar la capacidad discriminativa de la TCT en la predicción de la marcha, se realizó un análisis de la curva ROC.

Resultados: De los 52 sujetos evaluados, 28 (53,8 %) lograron la marcha. La media de edad fue de 64,6 años (DE 12,9), y predominó el sexo femenino (n = 28; 53,8 %). Un puntaje de la TCT ≥ 37 fue predictor de una mayor probabilidad de marcha (HR 6,40; IC 95 %: 2,37–17,28; p < 0,001). No se hallaron diferencias significativas en el resto de las variables.

Conclusión: La TCT fue un predictor del logro de la marcha en sujetos con ACV. En los modelos ajustados, ni la edad ni el índice de Barthel mostraron una asociación significativa.

Palabras clave: accidente cerebrovascular; pronóstico; marcha; valor predictivo de las pruebas; recuperación de la función; estudios de cohortes.

* **Correspondencia:** matiasmachero@gmail.com

[1] Hospital General de Agudos Donación Francisco Santojanni, CABA, Argentina.

Abstract

Objective: To determine whether the trunk control test (TCT) score predicts the achievement of walking ability in subjects with acute and subacute stroke.

Materials and methods: An ambispective cohort study was conducted. Data were retrospectively collected from the physiotherapy records of subjects hospitalized due to stroke, and follow-up phone calls were made to those who had been discharged without having achieved walking ability. Time to walking ability was analyzed using the Kaplan–Meier estimator, and Cox proportional hazards models were fitted to assess associated factors. To evaluate the discriminative ability of the TCT in predicting walking ability, a ROC curve analysis was performed.

Results: Of the 52 subjects evaluated, 28 (53.8 %) achieved walking ability. The mean age was 64.6 years (SD 12.9), and females predominated (n = 28; 53.8 %). A TCT score ≥ 37 was a predictor of a higher probability of walking ability (HR 6.40; 95 % CI: 2.37–17.28; p < 0.001). No significant differences were found in the remaining variables.

Conclusion: The TCT was a predictor of walking ability in subjects with stroke. In the adjusted models, neither age nor the Barthel index showed a significant association.

Keywords: stroke; prognosis; gait; predictive value of tests; functional recovery; cohort studies.

Introducción

El accidente cerebrovascular (ACV) se caracteriza por un déficit neurológico secundario a una lesión del sistema nervioso central de origen vascular. Constituye una de las enfermedades neurológicas de mayor prevalencia a nivel mundial y es reconocida como la segunda causa de mortalidad y la tercera causa de discapacidad a nivel global.[1,2] Estudios realizados en Argentina reportaron una incidencia anual de 128 primeros eventos de ACV por cada 100 000 habitantes y una prevalencia de 868 casos por cada 100 000 habitantes.[3,4]

Los sujetos con ACV suelen experimentar déficits físicos y funcionales, lo cual genera limitaciones para realizar las actividades de la vida diaria (AVD) y restricciones en la participación social.[5] La posibilidad de volver a caminar representa una de las principales preocupaciones tanto para los pacientes como para sus familiares, y además influye en el tiempo de internación y en el destino del alta hospitalaria.[6,7,8] En este contexto, el logro de la marcha se considera un indicador clave para evaluar la recuperación funcional tras un ACV.[9,10]

Si bien establecer un pronóstico de la marcha conlleva ciertas dificultades debido a la heterogeneidad en la presentación clínica del ACV, se ha estudiado si diversos factores —como la edad, la gravedad del ACV y el control postural, evaluados de manera temprana (primeras dos semanas desde el ACV)— podrían predecir la marcha.[6–8,11,12,13,14] La prueba de control de tronco (TCT, por sus siglas en inglés) es una de las evaluaciones más frecuentemente utilizadas para valorar el control de tronco y pronosticar la recuperación de la marcha.[15,16] Esta herramienta ha demostrado tener un valor predictivo de la deambulación a los seis meses y presenta una buena sensibilidad al cambio para evaluar la recuperación de los sujetos al momento del alta hospitalaria.[14,17,18]

En el ámbito agudo, y particularmente a nivel local, la información publicada acerca del pronóstico de los sujetos con ACV luego del alta es limitada. Hasta el momento, hemos encontrado estudios realizados en nuestro país que describen la epidemiología y las características clínicas de esta población. Uno de ellos valoró la predicción de la marcha en sujetos con ACV que ingresaron a un centro de rehabilitación tras haber

Lectura rápida

¿Qué se sabe?

El logro de la marcha luego de un accidente cerebrovascular (ACV) es un indicador clave de la recuperación funcional, además de influir en el tiempo de internación y en el destino tras el alta hospitalaria. La prueba de control de tronco (TCT, por sus siglas en inglés) evaluada en la fase aguda ha demostrado tener valor predictivo de la deambulación.

¿Qué aporta este trabajo?

Este estudio evidenció que los sujetos con puntaje de la TCT superior a 37 presentaron una probabilidad de marcha 6,4 veces mayor (incremento del 540 %) que aquellos con puntaje inferior a 37 en una población de sujetos con ACV en un hospital público argentino. Además, no se observaron diferencias significativas en la probabilidad de marcha según la edad, el sexo, el tipo de ACV y la marcha previa.

transitado el período agudo, por lo que se trata de una población distinta.[18, 19] Por otro lado, en el estudio de Duarte et al., realizado en población española, si bien se demostró que la TCT predice el logro de la marcha a los seis meses, no se pudo realizar un análisis multivariado y, además, no es posible extrapolar los resultados, ya que la población probablemente difiere.[17]

Consideramos que la información recolectada durante el período agudo de la internación hospitalaria podría predecir el logro de la marcha. Por lo tanto, el objetivo del presente estudio es determinar si el puntaje de la TCT es predictor de la marcha en sujetos con ACV en fase aguda y subaguda internados en la sala de clínica médica de un hospital general de agudos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA).

Materiales y Método

Diseño y ámbito del estudio

El presente estudio se reporta siguiendo los lineamientos de la Declaración STROBE (siglas en inglés de «Fortalecimiento del reporte de estudios observacionales en epidemiología») **(Material complementario)**.[20]

Se realizó un estudio de cohorte ambispectivo en sujetos internados en la sala de clínica médica del Hospital Donación Francisco Santojanni, CABA. Esta sala cuenta con 100 camas distribuidas en tres pisos de internación. El Servicio de Kinesiología desempeña su labor en dos turnos, con un equipo conformado por kinesiólogos de planta y residentes.

Participantes

Se incluyeron sujetos mayores de 18 años que estuvieron internados en la sala de clínica médica, recibieron interconsulta al Servicio de Kinesiología y tenían un motivo de ingreso por ACV agudo (1-7 días) o subagudo (7 días-3 meses), tanto de origen isquémico como hemorrágico, confirmado mediante diagnóstico clínico y/o estudios complementarios.[21,22] Se excluyeron los sujetos con datos perdidos de la TCT y aquellos que marchaban al momento de la evaluación. También se excluyeron los sujetos con antecedente de dependencia total (puntaje 0-20, según el índice de Barthel [IB]) y/o patología neurológica previa (ACV, trauma encefalocraneano, enfermedad neuromuscular, enfermedad de Parkinson, lesión medular, lesión ocupante de espacio o neoplasia cerebral).

Variable dependiente (marcha)

La marcha se definió como la capacidad motora que permite el desplazamiento de una persona mediante movimientos coordinados de los segmentos corporales a través del funcionamiento integrado del sistema neuromusculoesquelético. Se consideró que un sujeto lograba la marcha cuando podía desplazarse de un lugar a otro (al menos 2 metros), ya sea de forma independiente (sin ningún tipo de ayuda) o dependiente (con asistencia de una persona o de un dispositivo de ayuda marcha).[8,23]

Variable independiente (control de tronco)

Se registró el puntaje de la TCT, una evaluación que consiste en realizar cuatro pruebas en la cama del sujeto: T1, en decúbito supino, volteo hacia el lado afectado; T2, en decúbito supino, volteo hacia el lado no afectado; T3, transferencia de decúbito supino a sedestación en la cama; y T4, sentado en la cama con los pies colgando en una posición equilibrada durante 30 segundos. Cada uno de los apartados se puntúa de la siguiente manera: 0 puntos si el sujeto es incapaz de realizar el movimiento sin ayuda, 12 puntos si es capaz de realizar el movimiento de manera anormal y 25 puntos si es capaz de completar el movimiento normalmente. La puntuación total es la suma de los resultados de las cuatro pruebas, con un rango de 0 a 100.[16]

Variables secundarias

Variables clínico-demográficas

Se registraron la edad, el sexo, los antecedentes personales (hipertensión arterial, tabaquismo, diabetes y cardiopatía), el tipo de ACV (isquémico o hemorrágico) y su localización anatómica (hemisferio cerebral derecho, hemisferio cerebral izquierdo, tronco del encéfalo o cerebelo).[22,24,25]

Variables previas a la internación

Se registró el tipo de marcha habitual (domiciliaria o comunitaria). Se definió como domiciliaria aquella que solo se realizaba dentro del hogar y como comunitaria la que también incluía desplazamientos fuera de este. Además, se registró el tipo de asistencia requerida para la marcha. Se definió como independiente si el sujeto no requería ningún tipo de ayuda y como dependiente si requería ayuda, ya sea de una persona o de un dispositivo de ayuda marcha. Por otro lado, se registró la puntuación obtenida en el IB y se clasificó a los sujetos como independientes para las AVD cuando el puntaje era de 100. Esta herramienta está validada en la población argentina y adaptada transculturalmente para este contexto.[26,27,28]

Variables durante la estancia hospitalaria

Se registraron los días transcurridos desde el ACV hasta la TCT, la cantidad de días de atención kinésica y la duración total de la internación. Además, se consignó el

tipo de alta, categorizado como regreso al domicilio o derivación a un centro de rehabilitación.

Procedimiento

El reclutamiento se realizó de manera retrospectiva y prospectiva (**Figura 1**). Durante junio de 2025 los investigadores revisaron las fichas kinésicas de los sujetos ingresados por ACV en la sala de clínica médica entre el 1 de enero de 2023 y el 31 de mayo de 2025, que cumplían los criterios de elegibilidad (**Material complementario**). Además, entre el 1 y el 30 de junio de 2025 se reclutaron prospectivamente los sujetos ingresados por ACV en la misma sala que cumplían los mismos criterios. En ambos grupos de reclutamiento se identificaron cuatro posibles situaciones clínicas:

a) sujetos que lograron marchar durante la internación y recibieron el alta,
b) sujetos que no lograron marchar durante la internación y recibieron el alta,
c) sujetos que continuaban internados y habían logrado marchar, o
d) sujetos que continuaban internados y no habían logrado marchar hasta el 30 de junio de 2025.

La evaluación de la marcha se llevó a cabo a partir de dos fuentes de información: fichas kinésicas y entrevistas telefónicas. Para los sujetos que habían logrado la marcha durante la internación (situaciones a y c) o permanecían internados sin lograrla (situación d), los datos se extrajeron de los registros kinésicos. Para los sujetos que no lograron marchar durante la internación y fueron dados de alta (situación b), se realizó un contacto telefónico para indagar si habían conseguido caminar dentro de los seis meses posteriores al ACV. En los casos de ACV ocurridos después del 30 de enero de 2025, también se efectuó contacto telefónico aun cuando no hubiera transcurrido el período completo de seis meses. Se estableció como fecha límite de seguimiento el 1 de enero de 2025, dado que la finalización del estudio se fijó para el 30 de junio de 2025. La entrevista telefónica, dirigida al sujeto o a un representante, incluyó las siguientes preguntas: ¿Logró caminar al menos dos metros?¿En qué fecha comenzó a caminar? (exacta o aproximada) ¿Podía desplazarse de manera independiente?¿Necesitó ayuda de otra persona o el uso de bastón/andador para hacerlo?

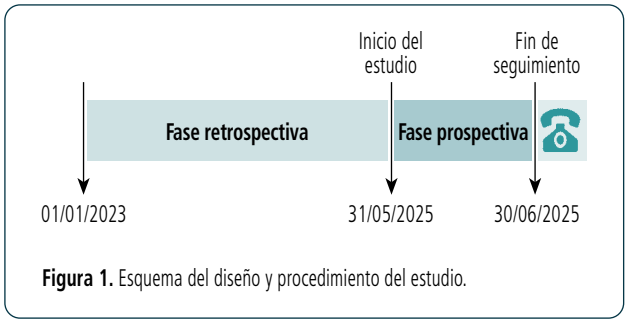

Figura 1. Esquema del diseño y procedimiento del estudio.

Para reducir el riesgo de sesgos, se implementaron medidas de control durante el proceso de recolección y análisis de datos. En primer lugar, la revisión de las fichas kinésicas fue realizada por dos investigadores distintos, lo que permitió un doble chequeo para garantizar la recolección y consistencia de los datos recopilados. Además, el análisis de los datos fue realizado por un investigador ajeno a la recolección de la información, con el fin de minimizar interpretaciones subjetivas de los resultados.

Consideraciones éticas

Los datos recolectados de las fichas kinésicas y los llamados telefónicos fueron codificados y almacenados en una base de datos en formato hoja de cálculo protegida con contraseña alfanumérica y con acceso restringido exclusivamente para los investigadores responsables del estudio. Los llamados telefónicos fueron grabados previa obtención del consentimiento informado verbal, registrado durante el contacto telefónico. Todas las medidas adoptadas buscaron garantizar la confidencialidad y la protección de la información, según los principios éticos establecidos por la Declaración de Helsinki y sus modificaciones posteriores, la Ley 3301 respecto a los Derechos de Sujetos en Investigaciones en Salud y la Ley 25 326 de Protección de los Datos Personales. Este estudio fue aprobado por el Comité de Ética e Investigación del Hospital Donación Francisco Santojanni (#14899; Fecha de aprobación 16/05/2025).

Análisis Estadístico

Las variables continuas con distribución normal se presentaron como media y desvío estándar (DE), mientras que aquellas sin distribución normal se describieron mediante mediana y rango intercuartílico (RIQ). La simetría de la distribución de la muestra se evaluó mediante gráficos (histogramas y gráficos Q-Q) y la prueba de Shapiro-Wilk. Las variables categóricas se expresaron como frecuencias absolutas y porcentajes.

El desenlace principal fue el tiempo desde la evaluación inicial de la TCT hasta el logro de la marcha; por lo tanto, se realizó un análisis de tiempo hasta el evento, considerando distintos escenarios de censura.

a) Los sujetos que no lograron marchar durante la internación fueron dados de alta y, al contacto telefónico, informaron no haber logrado caminar hasta

los seis meses posteriores al ACV o hasta el 30 de junio de 2025 si no habían alcanzado dicho período. En los casos en que no lograron la marcha a los seis meses, la fecha de censura se estableció en ese momento; si aún no habían llegado a los seis meses, se consideró el 30 de junio de 2025.

b) Los sujetos que no pudieron ser contactados tras el alta se censuraron en la fecha del último contacto conocido (egreso hospitalario).
c) Los sujetos que permanecían internados sin lograr la marcha al cierre del estudio se censuraron en esa fecha (30 de junio de 2025).
d) Los sujetos que fallecieron antes de lograr la marcha se censuraron en la fecha de defunción.

El tiempo hasta lograr la marcha se analizó mediante el estimador de Kaplan–Meier, estratificado según predictores categóricos: edad (< 65 vs. ≥ 65 años), sexo (femenino vs. masculino), tipo de ACV (isquémico vs. hemorrágico), localización anatómica de la lesión (hemisferio derecho, izquierdo u otro), marcha previa (domiciliaria vs. comunitaria), tipo de marcha previa (dependiente vs. independiente) y puntaje de la TCT (< 37 vs. ≥ 37). Los grupos se compararon utilizando la prueba log-rank. Para evaluar factores asociados al tiempo hasta lograr la marcha, se ajustaron modelos de riesgos proporcionales de Cox. Las razones de riesgos (HR, por sus siglas en inglés) se informaron junto con sus intervalos de confianza del 95 % (IC 95 %).

Se realizó un análisis multivariado. Las variables con valores de $p < 0,15$ en el análisis univariado se incluyeron como candidatas en el modelo multivariado, y los resultados se expresaron como HR con IC 95 %. Se construyeron dos modelos: en el modelo 1 se incorporó el puntaje de la TCT como variable continua, y en el modelo 2 se utilizó la TCT dicotomizada según el punto de corte óptimo identificado mediante el índice de Youden.[29] La suposición de riesgos proporcionales se verificó mediante la prueba de Schoenfeld.[30] Para valorar la capacidad discriminativa de la TCT en la predicción de la marcha, se realizó un análisis de la curva ROC y se reportó el área bajo la curva (AUC, por sus siglas en inglés) con su IC 95 % y la sensibilidad y especificidad correspondientes al punto de corte óptimo.[31] Para todas las comparaciones se asumió un error alfa del 5 %, y se consideró estadísticamente significativo un valor de $p < 0,05$. Dado el carácter exploratorio del estudio, no se aplicaron correcciones adicionales por comparaciones múltiples. El análisis de los datos se realizó utilizando el software STATA (versión 18) y el software IBM SPSS Statistics para Macintosh (versión 24.0; IBM Corp., Armonk, NY, EE. UU.).

Resultados

Características de la muestra

El diagrama de flujo de los sujetos se presenta en la **Figura 2**. Las características de la muestra al momento de la TCT se detallan en la **Tabla 1**. De los 52 sujetos evaluados, 28 (53,8 %) lograron la marcha. De estos, 21 (75 %) habían deambulado durante la internación,

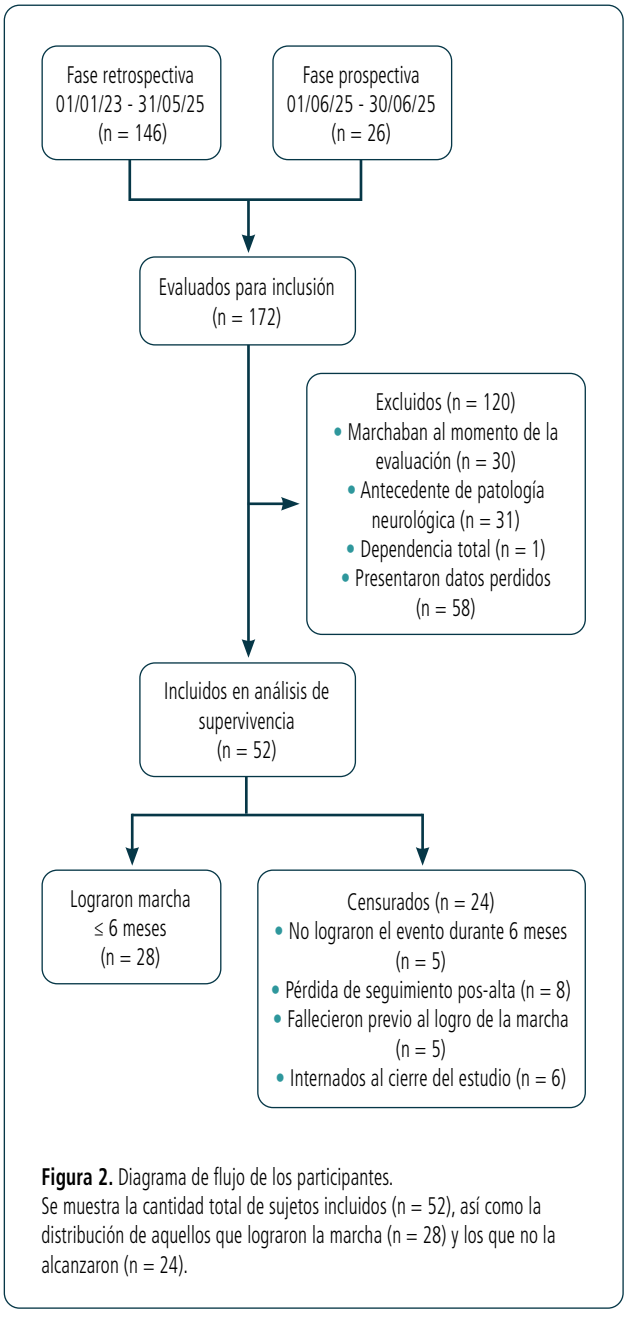

Figura 2. Diagrama de flujo de los participantes.
Se muestra la cantidad total de sujetos incluidos (n = 52), así como la distribución de aquellos que lograron la marcha (n = 28) y los que no la alcanzaron (n = 24).

Tabla 1. Características de los sujetos al ingreso

Variables	Todos n = 52
Edad, media (DE), años	64,6 (12,9)
Sexo femenino, n (%)	28 (53,8)
Antecedentes personales, n (%)	
Hipertensión arterial	29 (55,8)
Tabaquismo	22 (42,3)
Diabetes	15 (28,8)
Cardiopatía	14 (26,9)
Tipo de ACV, n (%)	
Isquémico	43 (82,7)
Hemorrágico	9 (17,3)
Localización anatómica, n (%)	
Hemisferio izquierdo	26 (50)
Hemisferio derecho	23 (44,2)
Cerebelo	2 (2,8)
Tronco del encéfalo	1 (1,9)
Independencia en AVD, n (%)*	44 (84,6)
Marcha previa, n (%)	
Comunitaria	41 (78,8)
Domiciliaria	11 (21,2)
Marcha previa independiente, n (%)	48 (92,3)
TCT, mediana (RIQ), puntaje	37 (12 - 62)
Días desde el ACV hasta la TCT, mediana (RIQ)	6 (3 - 10)

DE: desvío estándar; **ACV:** accidente cerebrovascular; **AVD:** actividades de la vida diaria; **TCT:** siglas en inglés de «prueba de control de tronco»; **RIQ:** rango intercuartílico.
(*) Independencia en las AVD definida como índice de Barthel = 100.

mientras que los 7 (25%) restantes alcanzaron la marcha luego del egreso hospitalario.

La mediana de estancia hospitalaria fue de 27 días (RIQ 16–57) y la mediana de días de atención kinésica fue de 22 días (RIQ 13–43,50). En cuanto al tipo de alta, 39 sujetos (75 %) egresaron a su domicilio y 5 (9,6 %) fueron derivados a un centro de rehabilitación.

Capacidad discriminativa de la TCT para predecir la marcha a 6 meses

El análisis ROC realizado sobre la TCT como variable continua mostró una buena capacidad discriminativa para predecir la marcha, con un AUC de 0,86 (IC 95 %: 0,77–0,96; p < 0,001) (**Material complementario).** A partir de este análisis se identificó un punto de corte óptimo de 36,5 puntos (≥ 37 puntos para fines prácticos), que mostró una sensibilidad del 82,1 % y una especificidad del 75 %.

Estimadores de Kaplan-Meier y pruebas de log-rank

En la **Figura 3** se muestra la curva de Kaplan–Meier que describe la probabilidad acumulada de lograr la marcha

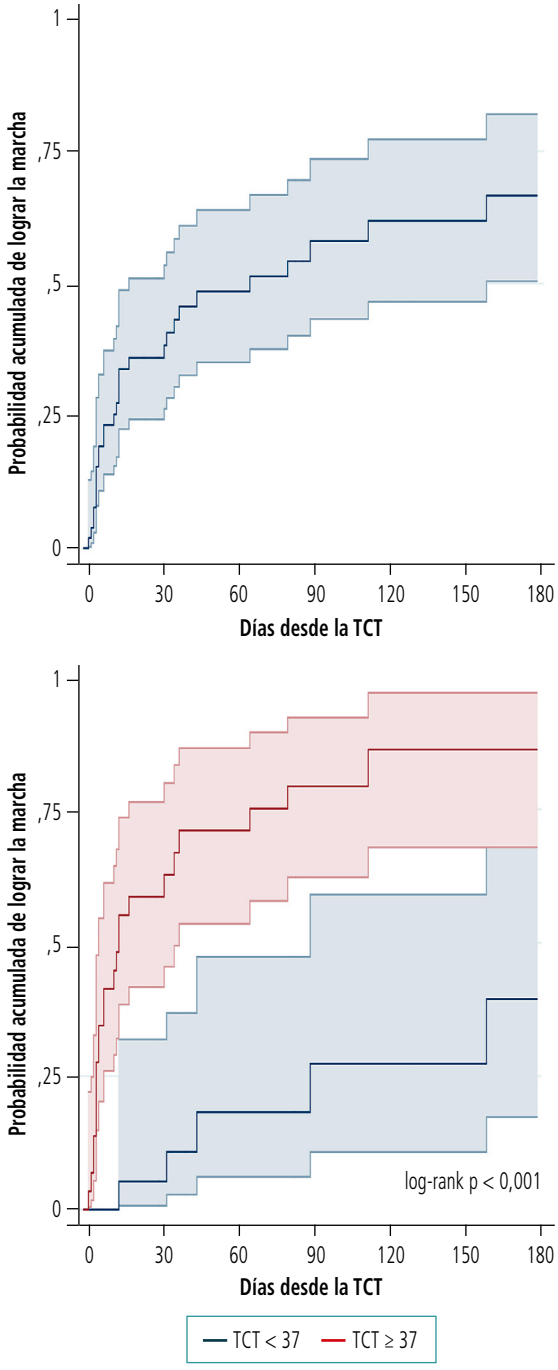

Figura 3. Curvas de Kaplan–Meier que muestran la probabilidad acumulada de lograr la marcha durante los seis meses posteriores a la evaluación inicial con la prueba de control de tronco.
El gráfico superior presenta la curva global de la muestra, mientras que el gráfico inferior muestra las curvas estratificadas según el punto de corte de la TCT (< 37 vs. ≥ 37 puntos), junto con el resultado de la prueba de log-rank (p < 0,001). Las líneas representan las estimaciones de supervivencia acumulada y las áreas sombreadas corresponden a los intervalos de confianza del 95 %.

TCT: siglas en inglés de «prueba de control de tronco».

a lo largo de los seis meses desde la TCT, tanto para la muestra total como estratificada según el punto de corte de dicha escala. En el **Material Complementario** se muestran las curvas de Kaplan-Meier estratificadas por otros predictores categóricos (edad, sexo, tipo de ACV, localización anatómica, marcha previa y tipo de marcha previa), que representan la probabilidad acumulada de lograr la marcha durante el mismo período. Para todas estas comparaciones se aplicó la prueba de log-rank con el fin de evaluar diferencias estadísticas entre grupos.

La prueba de log-rank no mostró diferencias significativas en la probabilidad de marcha según edad ($p = 0,37$), sexo ($p = 0,38$), tipo de ACV ($p = 0,37$), localización ($p = 0,42$), tipo de marcha previa ($p = 0,35$) ni marcha previa comunitaria ($p = 0,36$). En cambio, al estratificar por puntaje de la TCT, se observó una diferencia significativa: los sujetos con TCT ≥ 37 presentaron una probabilidad de marcha significativamente mayor que aquellos con TCT < 37 ($p < 0,001$).

Modelos de riesgos proporcionales de Cox univariados

Antes de realizar el análisis multivariado, se ajustaron modelos de riesgos proporcionales de Cox univariados para cada covariable, con el objetivo de determinar la influencia de estas variables en la probabilidad de alcanzar la marcha. En consecuencia, las variables candidatas para la construcción del modelo multivariado de Cox fueron aquellas con un valor de $p < 0,15$ en el análisis univariado (**Tabla 2**).

Evaluación del supuesto de riesgos proporcionales de Cox

El supuesto del modelo de riesgos proporcionales establece que las HR se mantienen constantes en el tiempo. Esto implica que el efecto de cada variable sobre la probabilidad de marcha debería ser independiente del tiempo de seguimiento.

El cumplimiento de este supuesto se evaluó mediante pruebas estadísticas formales (GLOBAL) a partir de los residuos de Schoenfeld. Según se informa en el **Material Complementario**, los valores de p de todas las covariables fueron mayores a 0,05, lo que indica que la correlación entre los residuos de Schoenfeld y el tiempo hasta la marcha no fue estadísticamente significativa. Esto significa que todas las covariables cumplieron con el supuesto de proporcionalidad al nivel de significación de 0,05. Además, el resultado de la prueba global de Schoenfeld no resultó estadísticamente significativo ($p = 0,62$), lo que sugiere que el supuesto de proporcionalidad del modelo fue asumido.

Modelo multivariado de riesgos proporcionales de Cox

Los resultados de los modelos multivariados se presentan en la **Tabla 2**. Cada estimación corresponde al efecto independiente de cada variable, ajustado por las demás incluidas en el modelo.

Para la construcción de los modelos multivariados, se incluyeron únicamente aquellas variables que en el

Tabla 2. Análisis univariado y multivariado de riesgos proporcionales de Cox para factores asociados a probabilidad de marcha.

Variables	Marcha		Univariado		Multivariado (Modelo 1)		Multivariado (Modelo 2)	
	No (n = 24)	Sí (n = 28)	HR (IC 95 %)	valor p	HR (IC 95 %)	valor p	HR (IC 95 %)	valor p
Edad, media (DE), años	67,9 (12,2)	61,7 (13,1)	0,98 (0,95 - 1,01)	0,13	0,98 (0,95 - 1,02)	0,43	0,98 (0,95 - 1,01)	0,25
Edad ≥ 65 años	11 (45,8)	11 (39,3)	0,72 (0,33 - 1,54)	0,40				
Sexo masculino, n (%)	12 (50)	12 (42,9)	0,70 (0,33 - 1,50)	0,36				
ACV hemorrágico, n (%)	3 (12,5)	6 (21,4)	1,19 (0.48 - 2,94)	0,70				
Localización anatómica, n (%)								
Hemisférico derecho	12 (50)	11 (39,3)	Referencia					
Hemisférico izquierdo	11 (45,8)	15 (53,6)	1,78 (0,80 - 3,94)	0,15				
Otro	1 (4,2)	2 (7,1)	1,83 (0,40 - 8,30)	0,43				
Marcha previa comunitaria, n (%)	17 (70,8)	24 (85,7)	2,12 (0,73 - 6,21)	0,17				
Marcha previa independiente, n (%)	21 (87,5)	27 (96,4)	2,82 (0,38 - 20,75)	0,31				
Barthel, mediana (RIQ), puntaje	100 (100 - 100)	100 (100 - 100)	1,06 (0,98 - 1,15)	0,14	1,04 (0,96 - 1,13)	0,32	1,04 (0,96 - 1,13)	0,36
Días desde la evaluación, mediana (RIQ)	5 (3 - 9)	6 (3 - 14)	0,98 (0,95 - 1,02)	0,37				
TCT, mediana (RIQ), puntaje	12 (0 - 37)	62 (37 - 87)	1,03 (1,02 - 1,05)	< 0,001	1,03 (1,02 - 1,05)	< 0,001		
TCT ≥ 37, n (%)*	6 (25)	23 (82,1)	6,36 (2,39 - 16,92)	< 0,001			6,40 (2,37 - 17,28)	< 0,001

ACV: accidente cerebrovascular; **TCT:** siglas en inglés de «prueba de control de tronco»; **HR:** siglas en inglés de «razón de riesgo»; **RIQ:** rango intercuartílico; **DE:** desvío estándar.
(*) El punto de corte de la TCT se estableció mediante el índice de Youden, y se obtuvo un valor óptimo de 36,5 puntos (≥ 37 puntos para fines prácticos). Este umbral mostró una sensibilidad de 82,1 % y una especificidad de 75 %. El análisis ROC presentó un área bajo la curva de 0,86 (IC 95 %: 0,77 – 0,96; p < 0,001).

análisis univariado presentaron un valor de $p < 0,15$. Se desarrollaron dos modelos: en el modelo 1 se incorporó el puntaje de la TCT como variable continua, mientras que en el modelo 2 se utilizó la TCT dicotomizada según el punto de corte óptimo determinado mediante el índice de Youden.

En ambos modelos, ni la edad ni el IB mostraron asociación significativa con la probabilidad de marcha, mientras que la TCT sí se asoció de manera estadísticamente significativa. En el modelo 1, cada punto adicional en la TCT al ingreso se asoció con un incremento del 3 % en la probabilidad de marcha (HR 1,03; IC 95 %: 1,02–1,05; $p < 0,001$). En el modelo 2, alcanzar un puntaje de la TCT ≥ 37 se asoció con una probabilidad de marcha aproximadamente 6,40 veces mayor (incremento del 540 %) en comparación con un puntaje de la TCT < 37 (HR 6,40; IC 95 %: 2,37–17,28; $p < 0,001$).

Discusión

El principal hallazgo del presente estudio evidencia que el puntaje de la TCT fue predictor del logro de la marcha en sujetos con ACV agudo y subagudo.

El análisis de la curva ROC mostró un AUC de 0,86, lo que indica una buena capacidad discriminativa de la TCT para predecir la recuperación de la marcha. Asimismo, se identificó un punto de corte de 37 puntos, con una sensibilidad buena y especificidad aceptable. Estos resultados son consistentes con los informados por Duarte et al., quienes, en un estudio de cohorte prospectiva, también identificaron un punto de corte de 37 para predecir la marcha a los seis meses.[17] En su investigación, la TCT fue evaluada en dos momentos: a los siete y a los catorce días pos-ACV. Sus hallazgos muestran que la mayor capacidad predictiva se obtuvo al realizar la evaluación a las dos semanas; sin embargo, ya a la primera semana reportaron un AUC de 0,88, comparable al valor observado en nuestro estudio, en el cual la TCT fue valorada a una mediana de seis días (RIQ 3–9) desde el ACV. Esto sugiere una potencial ventaja al evidenciar capacidad predictiva desde etapas muy tempranas, lo que puede contribuir a la toma de decisiones clínicas.

Considerando el valor pronóstico de la TCT, en nuestro estudio, 23 sujetos (82,1 %) con un puntaje de la TCT ≥ 37 lograron la marcha, mientras que 6 (25 %) que alcanzaron ese mismo puntaje no la consiguieron. En concordancia, Smith et al. evaluaron su utilidad para predecir la marcha independiente en un período más breve, específicamente a las seis semanas pos-ACV. Utilizaron el mismo punto de corte de 37 puntos en la TCT y reportaron que el 91 % de los sujetos que superaron dicho umbral lograron caminar de forma independiente en ese período.[32] Estos hallazgos sugieren que un puntaje de la TCT ≥ 37 no solo predice la marcha a mediano plazo, sino que también puede anticipar su recuperación en etapas más tempranas en un período de tiempo menor al evaluado en nuestro estudio, lo que refuerza su utilidad pronóstica.

Si bien estudios previos respaldan el valor pronóstico de la TCT, resulta necesario considerar las características funcionales basales de nuestra muestra. La mayoría de los sujetos presentaban marcha comunitaria independiente antes de la internación y se clasificaron como independientes para las AVD según el IB. En este contexto, quienes no superaron el punto de corte en la TCT recuperaron la marcha en menor proporción, mientras que aquellos que lo alcanzaron mostraron mayores probabilidades de caminar. Esto refuerza la utilidad pronóstica de la TCT más allá de su independencia previa.

En nuestra muestra, observamos que alrededor del 82,7 % de los casos presentó un ACV de tipo isquémico. Este hallazgo resulta consistente con lo reportado por otros estudios, tanto a nivel local como internacional, en los que se ha evidenciado que este tipo de ACV constituye la forma más frecuente de presentación de esta entidad. Esto podría explicarse por la presencia de factores de riesgo modificables que presenta esta población.[17,24,33,34]

Con respecto al tipo de alta de los sujetos, el 75 % regresó a su domicilio, mientras que el 9,6 % fue derivado a un centro de rehabilitación. En el estudio ReNaCeR se reportó un mayor porcentaje de altas domiciliarias (88 %) y una menor proporción de derivaciones a centros de rehabilitación (3 %).[19] Esta discrepancia podría reflejar diferencias en la complejidad clínica de los sujetos, en la disponibilidad de recursos de rehabilitación o en los criterios de derivación utilizados.

Entre las limitaciones, debe considerarse que un posible sesgo de recuerdo por parte de los sujetos pudo haber influido en la recolección de las variables durante la entrevista telefónica. A su vez, con el objetivo de aumentar la potencia del estudio, se incluyeron sujetos con pocos días transcurridos desde el alta hospitalaria hasta el análisis, lo que redujo el período de seguimiento disponible. Además, algunos sujetos no pudieron ser contactados telefónicamente, lo que podría haber reducido la identificación de sujetos que alcanzaron la marcha posteriormente. Por otro lado, no se utilizaron la categoría funcional de la marcha ni la escala de equilibrio de *Berg,* evaluaciones recomendadas para esta población. Finalmente, no se realizó un cálculo del

tamaño muestral, lo que podría limitar la interpretación y generalización de los hallazgos.

En cuanto a las fortalezas, destacamos que, hasta la fecha, no se han publicado estudios realizados a nivel local que describan y analicen las características clínicas y funcionales de sujetos con ACV agudo y subagudo ingresados en un hospital público de la CABA.

Las implicancias clínicas de este estudio podrían ser relevantes, ya que la evaluación de la funcionalidad posterior al ACV permitiría orientar mejor los objetivos terapéuticos durante la internación. Si bien los hallazgos deben interpretarse con cautela, la información pronóstica obtenida podría favorecer la identificación temprana de pacientes que se beneficiarían de la rehabilitación, lo que sugiere una oportunidad de mejora.

Por último, resulta recomendable que futuras investigaciones evalúen el impacto de la implementación de estrategias de derivación e intervención temprana sobre el desempeño en las AVD y en la reinserción comunitaria.

Conclusión

El presente estudio mostró que el puntaje de la TCT constituye un predictor independiente del logro de la marcha en sujetos con ACV agudo y subagudo internados en un hospital público de la CABA. Un valor ≥ 37 en la TCT se asoció con una mayor probabilidad de recuperar la marcha, mientras que ni la edad ni el IB demostraron asociación significativa. Estos hallazgos respaldan la utilidad de la TCT en este grupo de sujetos.

Agradecimientos

A todos los kinesiólogos del Hospital General de Agudos Donación Francisco Santojanni que han hecho posible la realización de este trabajo, en particular a la Lic. Gallelli Mónica, Jefa de unidad de Kinesiología, y la Lic. Muzio Elizabeth, Jefa de sección.

Para obtener el material complementario de este estudio enviar un correo electrónico a **info@ajrpt.com**

Fuente de financiamiento

Sin financiamiento.

Conflicto de intereses

Las autoras y los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Declaración sobre el uso de IA en la redacción

Se utilizó la herramienta ChatGPT (modelo GPT-5, OpenAI) para revisar la gramática del texto, mejorar la claridad del lenguaje y recibir sugerencias de redacción con el fin de conservar un estilo científico adecuado. Las autoras y los autores revisaron y editaron el contenido generado por la IA y asumen total responsabilidad sobre el manuscrito.

Contribución de las autoras y los autores

Conceptualización: MMM, MGP, ASH, AT, RBM, MM, MIG; curación de datos, análisis formal: MM; investigación, metodología, administración del proyecto: MMM, MGP, ASH, AT, RBM; recursos: MMM, MGP, ASH, AT, RBM, MIG; software: MM; supervisión: MM, RBM; visualización: MMM, MGP, ASH, AT, RBM, MM, MIG; redacción – borrador original, redacción – revisión y edición: MMM, MGP, ASH, AT, RBM, MM, MIG.

Recibido: 28 de julio de 2025. **Aceptado:** 18 de octubre de 2025.

Editor responsable

Marco Ostolaza.

Referencias

1. Campbell BCV, Khatri P. Stroke. Lancet. 2020;396(10244):129–42. doi: 10.1016/S0140-6736(20)31179-X
2. GBD 2016 Stroke Collaborators. Global, regional, and national burden of stroke, 1990-2016: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2016. Lancet Neurol. 2019;18(5):439–58. doi: 10.1016/S1474-4422(19)30034-1
3. Bahit MC, Coppola ML, Riccio PM, Cipriano LE, Roth GA, Lopes RD, et al. First-Ever Stroke and Transient Ischemic Attack Incidence and 30-Day Case-Fatality Rates in a Population-Based Study in Argentina. Stroke. 2016 ;47(6):1640–2. doi: 10.1161/STROKEAHA.116.013637
4. Melcon CM, Melcon MO. Prevalence of stroke in an Argentine community. Neuroepidemiology. 2006;27(2):81–8. doi: 10.1159/000094978
5. World Health Organization. International Classification of Functioning, Disability and Health: ICF. World Health Organization; 2001. 312 p.
6. Viosca E, Lafuente R, Martínez JL, Almagro PL, Gracia A, González C. Walking recovery after an acute stroke: assessment with a new functional classification and the Barthel Index. Arch Phys Med Rehabil. 2005;86(6):1239–44. doi: 10.1016/j.apmr.2004.11.015
7. Masiero S, Avesani R, Armani M, Verena P, Ermani M. Predictive factors for ambulation in stroke patients in the rehabilitation setting: a multivariate analysis. Clin Neurol Neurosurg. 2007;109(9):763–9. doi: 10.1016/j.clineuro.2007.07.009
8. Selves C, Stoquart G, Lejeune T. Gait rehabilitation after stroke: review of the evidence of predictors, clinical outcomes and timing for interventions. Acta Neurol Belg. 2020;120(4):783–90. doi: 10.1007/s13760-020-01320-7
9. Van Criekinge T, Saeys W, Hallemans A, Velghe S, Viskens PJ, Vereeck L, et al. Trunk biomechanics during hemiplegic gait after stroke: A systematic review. Gait Posture. 2017;54:133–43. doi: 10.1016/j.gaitpost.2017.03.004
10. Haruyama K, Kawakami M, Otsuka T. Effect of Core Stability Training on Trunk Function, Standing Balance, and Mobility in Stroke Patients. Neurorehabil Neural Repair. 2017;31(3):240–9. doi: 10.1177/1545968316675431
11. Verheyden G, Nieuwboer A, Van de Winckel A, De Weerdt W. Clinical tools to measure trunk performance after

stroke: a systematic review of the literature. Clin Rehabil. 2007;21(5):387–94. doi: 10.1177/0269215507074055
12. Patel AT, Duncan PW, Lai SM, Studenski S. The relation between impairments and functional outcomes poststroke. Arch Phys Med Rehabil. 2000;81(10):1357–63. doi: 10.1053/apmr.2000.9397
13. Sánchez-Blanco I, Ochoa-Sangrador C, López-Munaín L, Izquierdo-Sánchez M, Fermoso-Garcia J. Predictive model of functional independence in stroke patients admitted to a rehabilitation programme. Clin Rehabil. 1999;13(6):464–75. doi: 10.1191/026921599672994947
14. Franchignoni FP, Tesio L, Ricupero C, Martino MT. Trunk control test as an early predictor of stroke rehabilitation outcome. Stroke. 1997;28(7):1382–5. doi: 10.1161/01.str.28.7.1382
15. Tyson SF, Hanley M, Chillala J, Selley A, Tallis RC. Balance disability after stroke. Phys Ther. 2006;86(1):30–8. doi: 10.1093/ptj/86.1.30
16. Collin C, Wade D. Assessing motor impairment after stroke: a pilot reliability study. J Neurol Neurosurg Psychiatry. 1990;53(7):576–9. doi: 10.1136/jnnp.53.7.576
17. Duarte E, Morales A, Pou M, Aguirrezábal A, Aguilar JJ, Escalada F. Test de control de tronco: predictor precoz del equilibrio y capacidad de marcha a los 6 meses del ictus. Neurologia. 2009;24(5):297–303.
18. Gatti MA, Portela M, Gianella M, Freixes O, Fernández SA, Rivas ME, et al. Walking ability after stroke in patients from Argentina: predictive values of two tests in subjects with subacute hemiplegia. J Phys Ther Sci. 2015;27(9):2977-80. doi: 10.1589/jpts.27.2977
19. Sposato LA, Esnaola MM, Zamora R, Zurrú MC, Fustinoni O, Saposnik G; ReNACer Investigators; Argentinian Neurological Society. Quality of ischemic stroke care in emerging countries: the Argentinian National Stroke Registry (ReNACer). Stroke. 2008;39(11):3036-41. doi: 10.1161/STROKEAHA.108.521062
20. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. Lancet. 2007;370(9596):1453–7. doi: 10.1016/S0140-6736(07)61602-X
21. Bernhardt J, Hayward KS, Kwakkel G, Ward NS, Wolf SL, Borschmann K, et al. Agreed definitions and a shared vision for new standards in stroke recovery research: The Stroke Recovery and Rehabilitation Roundtable taskforce. Int J Stroke. 2017;12(5):444–50. doi: 10.1177/1747493017711816
22. Hilkens NA, Casolla B, Leung TW, de Leeuw FE. Stroke. Lancet. 2024; 403(10446):2820–36. doi: 10.1016/S0140-6736(24)00642-1
23. Mirelman A, Shema S, Maidan I, Hausdorff JM. Gait. Handb Clin Neurol. 2018;159:119-134. doi: 10.1016/B978-0-444-63916-5.00007-0
24. Estol CJ, Esnaola y Rojas MM. Stroke in Argentina. Int J Stroke. 2010;5(1):35-9. doi: 10.1111/j.1747-4949.2009.00402.x
25. Jacob MA, Ekker MS, Allach Y, Cai M, Aarnio K, Arauz A, et al. Global Differences in Risk Factors, Etiology, and Outcome of Ischemic Stroke in Young Adults-A Worldwide Meta-analysis: The GOAL Initiative. Neurology. 2022;98(6):e573–88. doi: 10.1212/WNL.0000000000013195
26. Shah S, Vanclay F, Cooper B. Improving the sensitivity of the Barthel Index for stroke rehabilitation. J Clin Epidemiol. 1989;42(8):703-9. doi: 10.1016/0895-4356(89)90065-6
27. Barrena LA, Salomon LY, Saez J, Ezcurra M, Gisler D, Lugrin D, et al. Traducción y adaptación transcultural de la versión argentina del Índice de Barthel. AJRPT. 2021;23;3(3). doi: 10.58172/ajrpt.v3i3.181
28. Cid-Ruzafa J, Damián-Moreno J. Valoración de la discapacidad física: el indice de Barthel. Rev Esp Salud Publica. 1997;71(2):127-37.
29. Fluss R, Faraggi D, Reiser B. Estimation of the Youden Index and its associated cutoff point. Biom J. 2005;47(4):458-72. doi: 10.1002/bimj.200410135
30. Abeysekera W, Sooriyarachchi R. Use of Schoenfeld's global test to test the proportional hazards assumption in the Cox proportional hazards model: an application to a clinical study. J Natl Sci Found. 2009; 37: 41-51. doi: 10.4038/jnsfsr.v37i1.456
31. Nahm FS. Receiver operating characteristic curve: overview and practical use for clinicians. Korean J Anesthesiol. 2022;75(1):25-36. doi: 10.4097/kja.21209
32. Smith MC, Barber PA, Stinear CM. The TWIST Algorithm Predicts Time to Walking Independently After Stroke. Neurorehabil Neural Repair. 2017;31(10-11):955–64. doi: 10.1177/1545968317736820
33. Clément ME, Romano LM, Furnari A, Abrahín JM, Marquez F, Coffey P, et al. Incidencia de enfermedad cerebrovascular en adultos: estudio epidemiológico prospectivo basado en población cautiva en Argentina. Neurol Argent. 2018;10(1):8–15. doi: 10.1016/j.neuarg.2017.09.002
34. Soto A, Guillén-Grima F, Morales G, Muñoz S, Aguinaga-Ontoso I, Fuentes-Aspe R. Prevalence and incidence of ictus in Europe: systematic review and meta-analysis. An Sist Sanit Navar. 2022;45(1):e0979. doi: 10.23938/ASSN.0979

Argentinian Journal of Respiratory and Physical Therapy by AJRPT is licensed under a **Creative Commons Reconocimiento-CompartirIgual 4.0 Internacional License**. Creado a partir de la obra en **www.ajrpt.com**. Puede hallar permisos más allá de los concedidos con esta licencia en **www.ajrpt.com**

Citar este artículo como: Machero MM, Poletti MG, Herbón AS, Tassi A, Gómez MI, Mastandrea M, Mattei RB. **La prueba de control de tronco como predictor de la marcha a los seis meses en sujetos con accidente cerebrovascular: estudio de cohorte ambispectivo.** AJRPT. 2025;7(3):43-52. doi: 10.58172/ajrpt.v7i3.394