



ORIGINAL

Estudio coste efectividad del proceso diagnóstico de la trombosis venosa profunda desde la atención primaria[☆]



Eva Fuentes Camps^{a,b,*}, José Luis del Val García^c, Sergi Bellmunt Montoya^{d,e}, Sara Hmimina Hmimina^{d,e}, Efrén Gómez Jabalera^{d,e} y Miguel Ángel Muñoz Pérez^{b,c}

^a Centro Atención Primaria A.B.S. 6B Vila de Gracia, Institut Català de la Salut, Barcelona, España

^b Universitat Autònoma de Barcelona, Bellaterra, Barcelona, España

^c Unidad de Soporte a la Investigación del Ámbito Atención Primaria de Barcelona, Institut Català de la Salut-IDIAP-Jordi Gol, Barcelona, España

^d Servicio de Angiología, Cirugía Vascul y Endovascular. Hospital de la Santa Creu i Sant Pau, Barcelona, España

^e Institut de Investigació Biomèdica (IIB Sant Pau), Barcelona, España

Recibido el 4 de abril de 2015; aceptado el 11 de mayo de 2015

Disponible en Internet el 19 de agosto de 2015

PALABRAS CLAVE

Trombosis venosa profunda;
Diagnóstico;
Análisis coste efectividad;
Atención primaria

Resumen

Objetivo: Analizar el coste-efectividad de la aplicación de algoritmos diagnósticos en pacientes con sospecha de un primer episodio de trombosis venosa profunda (TVP) en la atención primaria, en comparación con la derivación sistemática a centros especializados.

Diseño: Estudio observacional, transversal y analítico.

Emplazamiento: Pacientes seleccionados en urgencias hospitalarias derivados desde la atención primaria para completar estudio y diagnóstico.

Participantes: Se reclutó a 138 candidatos con clínica compatible con un primer episodio de TVP; 22 fueron excluidos (sin informe de derivación, clínica de más de 30 días, anticoagulados y TVP previa), incluyéndose finalmente a 116 pacientes, un 61% mujeres, de 71 años edad media.

Mediciones principales: Variables de las escalas de probabilidad clínica de Wells y Oudega, dímero-D (portátil y hospitalario), ecografía-Doppler y costes directos generados por los 3 circuitos analizados: derivación sistemática de todos los pacientes, derivación según escala de Oudega o de Wells.

[☆] Los resultados preliminares del trabajo han sido presentados en el Congreso de la Sociedad Española de Medicina Familiar y Comunitaria (SEMFYC) en Gran Canaria, 12-14 de junio del 2014.

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: emfuentes.bcn.ics@gencat.cat (E. Fuentes Camps).

Resultados: En el 18,9% se confirmó el diagnóstico de TVP. Las 2 escalas de probabilidad clínica presentaron una sensibilidad del 100% (IC del 95%: 85,1-100) y una especificidad alrededor del 40%. Con la aplicación de las escalas, se hubiesen podido evitar con total seguridad un tercio de las derivaciones a urgencias hospitalarias ($p < 0,001$) y se hubieran podido disminuir los costes del proceso diagnóstico en 8.620 € según Oudega y 9.741 € según Wells, por cada 100 pacientes atendidos.

Conclusiones: La aplicación de algoritmos diagnósticos en las sospechas de TVP permitiría al médico de atención primaria una orientación más resolutive y coste-efectiva del proceso diagnóstico.

© 2015 Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

KEYWORDS

Deep vein thrombosis;
Diagnosis;
Cost effectiveness
analysis;
Primary care

Cost-effectiveness of the deep vein thrombosis diagnosis process in primary care

Abstract

Objective: To analyse the cost effectiveness of the application of diagnostic algorithms in patients with a first episode of suspected deep vein thrombosis (DVT) in Primary Care compared with systematic referral to specialised centres.

Design: Observational, cross-sectional, analytical study.

Location: Patients from hospital emergency rooms referred from Primary Care to complete clinical evaluation and diagnosis.

Participants: A total of 138 patients with symptoms of a first episode of DVT were recruited; 22 were excluded (no Primary Care report, symptoms for more than 30 days, anticoagulant treatment, and previous DVT). Of the 116 patients finally included, 61% women and the mean age was 71 years.

Main measurements: Variables from the Wells and Oudega clinical probability scales, D-dimer (portable and hospital), Doppler ultrasound, and direct costs generated by the three algorithms analysed: all patients were referred systematically, referral according to Wells and Oudega scale.

Results: DVT was confirmed in 18.9%. The two clinical probability scales showed a sensitivity of 100% (95% CI: 85.1 to 100) and a specificity of about 40%. With the application of the scales, one third of all referrals to hospital emergency rooms could have been avoided ($P < .001$). The diagnostic cost could have been reduced by € 8,620 according to Oudega and € 9,741 according to Wells, per 100 patients visited.

Conclusion: The application of diagnostic algorithms when a DVT is suspected could lead to better diagnostic management by physicians, and a more cost effective process.

© 2015 Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

El diagnóstico de la trombosis venosa profunda (TVP) es un proceso complejo debido a la inespecificidad de sus signos y síntomas, lo que conlleva a múltiples diagnósticos diferenciales^{1,2}. Aproximadamente, un 80-90% de los pacientes con clínica compatible con TVP, derivados desde la atención primaria, no presentan este diagnóstico³. Por tanto, el clínico debería seguir una estrategia diagnóstica para confirmar o descartar la patología⁴. Los algoritmos actuales incluyen las escalas de probabilidad clínica, el dímero-D, la ecografía Doppler y, en casos muy seleccionados, la angiotomografía computarizada, la angiografía magnética o incluso la flebografía^{5,6}. La puntuación obtenida en las escalas de probabilidad clínica estratifica al paciente en diferentes categorías dependiendo de la probabilidad pretest de presentar TVP, es decir, clasifica a los pacientes

en diferentes niveles de probabilidad de presentar la enfermedad antes de aplicarles cualquier prueba diagnóstica⁷.

Actualmente, la escala de probabilidad clínica que más se utiliza en la práctica diaria es la de Wells, descrita en 1995⁸, validada y simplificada posteriormente⁹. Esta escala estratifica a los pacientes con sospecha de TVP en 3 grupos con diferentes probabilidades pretest: alta (85% de probabilidad de presentar TVP), moderada (probabilidad del 33%) y baja (probabilidad del 5%)⁸⁻¹⁰.

Para completar el algoritmo diagnóstico^{11,12}, en los grupos de moderada y baja probabilidad se realiza un dímero-D de alta sensibilidad y si este es negativo¹³ se descarta el diagnóstico. En los casos de alta probabilidad pretest, el dímero-D no aporta información de interés y está indicada la realización directa de una ecografía Doppler¹⁴. Esta combinación de pruebas, a modo resumido, permite al clínico confirmar o descartar el diagnóstico de TVP.

Hemos de tener en cuenta que el algoritmo de Wells fue diseñado en un ámbito hospitalario^{8,10} y que, posteriormente, Oudega observó que dichas probabilidades pretest no correspondían con las observadas en los pacientes de atención primaria¹⁵. En el año 2006, dicho grupo validó su propia escala de probabilidad clínica incluyendo entre sus variables el dímero-D¹⁶. Actualmente, la mayoría de los diagnósticos de sospecha de TVP tienen lugar en la atención primaria, que es el ámbito donde menos recursos existen para gestionar los procesos diagnósticos, lo que conlleva múltiples derivaciones innecesarias y puede provocar que el circuito asistencial no sea coste-efectivo^{15,17}.

El objetivo de este estudio es realizar un análisis de coste-efectividad de los diferentes algoritmos diagnósticos en los pacientes con sospecha de un primer episodio de trombosis venosa profunda en la atención primaria de salud de nuestro entorno sanitario, incluyendo el actual proceso de derivación de cualquier sospecha diagnóstica.

Material y métodos

Estudio observacional, transversal y analítico en el que se estudió a todos los pacientes derivados desde 16 centros de atención primaria de Barcelona al servicio de urgencias del hospital de referencia por sospecha de un primer episodio de TVP entre enero del 2012 y junio del 2013.

Se incluyó consecutivamente a todos los pacientes mayores de 18 años, con clínica compatible con un primer episodio de TVP, visitados en el servicio de urgencias de este hospital que presentaban un informe de derivación de cualquiera de las áreas básicas de salud que tienen a este centro como hospital de referencia.

Se excluyó a aquellos pacientes de quienes no se tuviese informe de derivación de atención primaria, que no aceptasen participar o que no perteneciesen a la zona de referencia. También se excluyó a los pacientes en los que la sintomatología fuera superior a 30 días, hubiese sospecha de tromboembolismo pulmonar (TEP) concomitante, estuviesen previamente anticoagulados, presentasen antecedentes de TEP o TVP previas, no pudiesen realizar visita de seguimiento, presentasen cualquier patología física o psíquica concomitante incapacitante o terminal o tuviesen dificultades para la comprensión del protocolo del estudio.

El protocolo fue aprobado por el Comité de Ética del Instituto de Investigación en Atención Primaria IDIAP Jordi Gol y el del hospital de referencia.

Para responder al objetivo del estudio se precisó un tamaño muestral de 113 individuos. El cálculo se ha realizado para un descriptivo poblacional en el supuesto de máxima incertidumbre, con una confianza del 95% y una precisión del 10% (cálculo realizado con el software GRANMO 7.12).

Los datos necesarios se recogieron mediante entrevista clínica, exploración física, determinación de laboratorio y ecografía Doppler de la extremidad inferior afectada y se completaron consultando la historia clínica de atención primaria. Se recogieron las variables que se incluyen en las 2 escalas de probabilidad clínica que se analizan en este estudio (Wells y Oudega): presencia de cáncer activo, parálisis, paresias o inmovilización reciente de extremidades inferiores, encamamiento o cirugía mayor, hipersensibilidad

localizada en venas profundas, edema en toda la extremidad y/o presencia de fóvea, perímetro de la pantorrilla, presencia de venas superficiales colaterales, diagnóstico alternativo probable, uso de anticonceptivos orales y antecedentes traumáticos.

A todos los participantes se les realizó una determinación de dímero-D, obtenida mediante el instrumento portátil dímero-D Cobash 232 (Roche Diagnostics) que corresponde a un test inmunológico cuantitativo rápido que se realiza con 0,5 cc de sangre venosa. Posteriormente, a todos los pacientes se les realizó una ecografía Doppler de la extremidad afectada, utilizada como prueba de referencia para diagnosticar o descartar la patología.

En los pacientes en los que se confirmó la TVP, se inició el tratamiento con heparina de bajo peso molecular a dosis terapéuticas y se les derivó al servicio de hematología para su seguimiento. Todos los pacientes fueron visitados a los 7-10 días para recoger nuevas variables de exploración física y se les repitió de nuevo la ecografía Doppler.

Análisis estadístico

En relación con el análisis descriptivo, las variables categóricas se presentan en forma de porcentajes totales o estratificados por categorías y las variables cuantitativas con las correspondientes medidas de tendencia central y dispersión.

Para el análisis bivalente de las variables cuantitativas se realizó el test de ANOVA o, cuando procedía, las pruebas no paramétricas correspondientes. Para la comparación de variables categóricas se utilizaron tablas de contingencia, utilizando siempre que fue posible el test exacto de Fisher, o el test de la chi al cuadrado.

Para valorar la validez de las escalas se calcularon la sensibilidad, la especificidad, el valor predictivo positivo y negativo, los falsos positivos y los falsos negativos y para evaluar la concordancia entre test diagnósticos se utilizó el índice kappa.

En todos los contrastes de hipótesis realizados para valorar la asociación entre variables se consideró como estadísticamente significativo un nivel alfa de 0,05 ($p < 0,05$). El tratamiento estadístico de los datos se realizó con el paquete estadístico SPSS® versión 18 para Windows®.

Análisis de costes

A cada uno de los pacientes incluidos en el estudio, se le asignaron unos costes hipotéticos en cada una de las tres posibles ramas de diagnóstico definidas¹⁸.

Coste por rama:

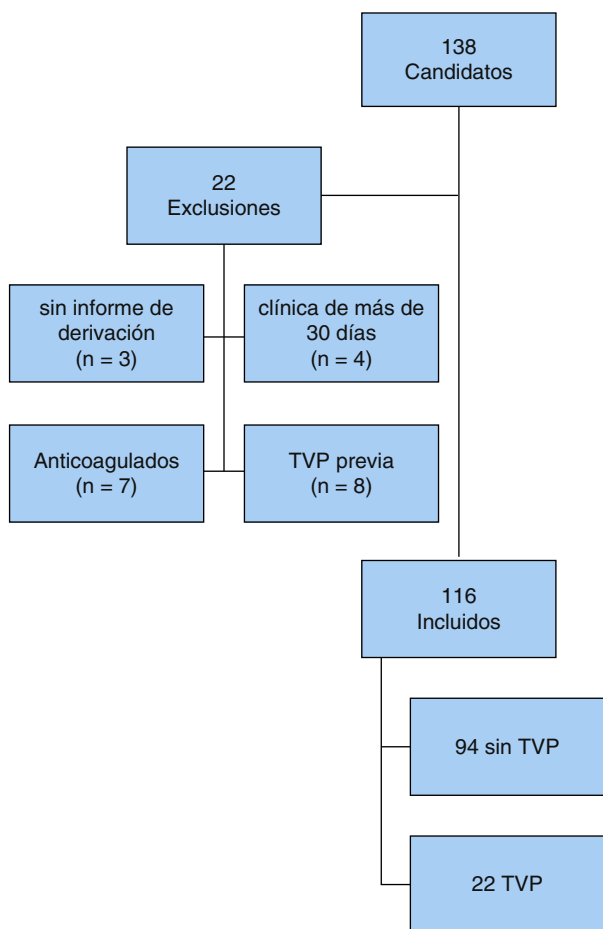
- Rama actual: en esta rama se derivarían todas las sospechas de TVP a urgencias hospitalarias, que es el método utilizado actualmente en nuestro medio. Se calculan los costes de la visita de urgencias en atención primaria y posteriormente, a nivel hospitalario, se contabiliza la visita de urgencias del especialista, la determinación del dímero-D del laboratorio de referencia y la ecografía Doppler.
- Rama Oudega¹⁶: solo se derivarían aquellos con una puntuación ≥ 4 según la escala de Oudega. Los costes incluidos

son los de la visita de urgencias en atención primaria y el dímero-D rápido de todos los pacientes y solamente en los que precisan derivación a hospital se contabiliza visita urgencias hospital y ecografía Doppler.

- Wells et al.⁸: siguiendo el algoritmo de Wells et al.⁹, a los que obtuvieron puntuación baja (-2, -1, 0) o moderada^{1,2} se les contabilizó la visita de urgencias de atención primaria y el dímero-D rápido, y solo se derivarían los que presentaran un resultado de dímero-D positivo en los que se añadió los costes de la visita de urgencias de hospital y la ecografía Doppler. En los pacientes que obtuvieron una puntuación de probabilidad alta (≥ 3) se contabilizó la visita de atención primaria, la visita de urgencias y la ecografía Doppler ya que no se precisa de realización de dímero-D y todos los pacientes han de ser derivados.

En todos los costes de dímero-D de atención primaria se tienen en cuenta el precio del reactivo y el de la técnica de enfermería, y se ha imputado el coste del aparato a nuestra muestra (1.822 €/116 pacientes: 15,71 € por determinación).

Para llevar a cabo el análisis de costes, se tomaron los precios de referencia publicados en el DOGC, n.º 6326, de 1 de marzo del 2013 (Resolución SLT/353/2013 sobre la revisión de precios públicos correspondientes a los servicios sanitarios que presta el Institut Català de la Salut) y los correspondientes al hospital de referencia.



Esquema general del estudio: Flujo de pacientes.

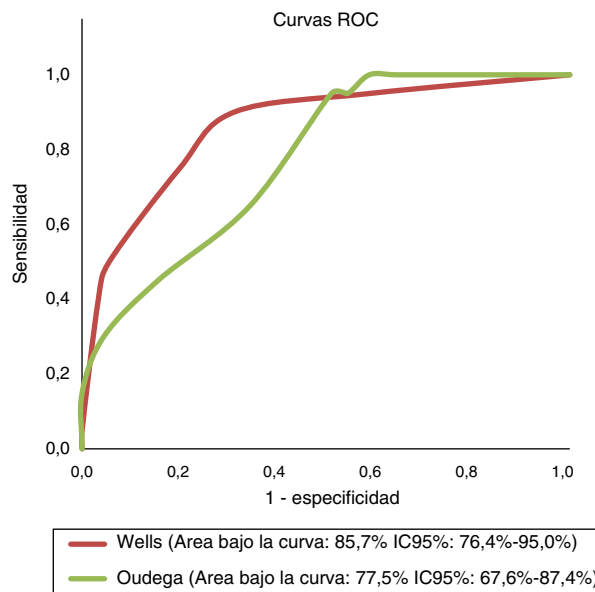


Figura 1 Curva ROC de las escalas Oudega y Wells.

Resultados

Entre enero del 2012 y junio del 2013 se valoró a 138 pacientes cuyo diagrama de flujo se describe en el Esquema general del estudio. En la tabla 1 se muestra un resumen de las características de la población estudiada. La edad media \pm desviación estándar de los pacientes fue de $71 \pm 13,2$ años y un 61% fueron mujeres.

La validez diagnóstica de ambas escalas (tabla 2) en esta población presenta una elevada sensibilidad y valor predictivo negativo. En la figura 1 se muestra la curva ROC de estas escalas.

Actualmente, se deriva el 100% de los pacientes, mientras que con la utilización de la escala de Wells existe un menor número de pacientes derivados que con la Oudega (el 64,7 y el 67,2%, respectivamente). Por lo que se refiere a estas derivaciones, el índice kappa entre las escalas de Oudega y Wells es de 0,904 ($p < 0,001$).

En cuanto al análisis de los costes (tabla 3), se observa claramente que el proceso diagnóstico que conlleva un mayor gasto en nuestra muestra es el que se realiza actualmente en nuestro sistema (44.915,20 €), que implica la derivación de todos los pacientes con sospecha de TVP al servicio de urgencias hospitalarias para confirmar o descartar el diagnóstico con más pruebas complementarias. Las 2 ramas que incluyen la utilización de las escalas de probabilidad clínica tienen un coste total inferior, menor en el caso de la escala de Wells. Esta tabla también muestra el análisis de costes por conceptos, donde se muestra que la parte del proceso que encarece el producto final es la derivación y atención en el servicio de urgencias, en cualquiera de las 3 ramas.

Discusión

Este estudio muestra que utilizando en la atención primaria cualquiera de las 2 escalas de probabilidad clínica y la determinación del dímero-D se pueden orientar de una manera

Tabla 1 Descripción de la muestra

| Variable | Trombosis venosa profunda confirmada | | | | | | Total (N = 116) | |
|--|--------------------------------------|----|-------------|----|------------|--------|-----------------|------------|
| | No (N = 94) | | Sí (N = 22) | | p | N | % | |
| | N | % | N | % | | | | |
| Sexo | Mujeres | 60 | 63,8% | 11 | 50,0% | 0,231 | 71 | 61,2% |
| Edad | Media ± DE | 94 | 71 ± 13,7 | 22 | 71 ± 11,1 | 0,949 | 116 | 71 ± 13,2 |
| IMC, media ± DE | | 94 | 29,1 ± 5,9 | 22 | 28,7 ± 4,2 | 0,785 | 116 | 29,0 ± 5,6 |
| Tabaquismo | | 10 | 10,6% | 4 | 18,2% | 0,625 | 14 | 12,1% |
| Antecedentes familiares de trombofilia o TVP | | 1 | 1,06% | 2 | 9,1% | 0,092 | 3 | 2,6% |
| Neoplasia activa | | 3 | 3,2% | 3 | 13,6% | 0,081 | 6 | 5,2% |
| Cirugía mayor, hospitalización o encamamiento en el último mes | | 2 | 2,1% | 0 | 0,0% | 1 | 2 | 1,8% |
| Parálisis, paresias o inmovilización de extremidades | | 2 | 2,1% | 3 | 13,6% | 0,046 | 5 | 4,3% |
| Diagnóstico alternativo probable | | 69 | 73,4% | 3 | 13,6% | 0,0001 | 72 | 62,1% |
| Edema en toda la extremidad | | 13 | 13,8% | 9 | 40,9% | 0,009 | 22 | 19,0% |
| Aumento de perímetro pantorrilla ≥ 3 cm | | 14 | 14,9% | 6 | 27,3% | 0,204 | 20 | 17,2% |
| Edema con fovea | | 24 | 25,5% | 10 | 45,5% | 0,065 | 34 | 29,3% |
| Circulación colateral | | 6 | 6,4% | 3 | 13,6% | 0,48 | 9 | 7,76% |
| Signo de Homans | | 12 | 12,8% | 3 | 13,6% | 1 | 15 | 12,9% |
| Anticonceptivos orales | | 0 | 0% | 0 | 0% | - | 0 | 0% |
| Antecedente de traumatismo | | 8 | 8,5% | 1 | 4,6% | 1 | 9 | 7,8% |
| Dímero D alterado | | 53 | 56,4% | 21 | 95,5% | 0,0004 | 74 | 63,8% |

IMC: índice de masa corporal; signo de Homans: hipersensibilidad en la distribución de las venas profundas con la dorsiflexión del pie; TVP: trombosis venosa profunda.

Tabla 2 Validez diagnóstica de las escalas de probabilidad Clínica (Oudega, Wells)

| | Oudega | | | Wells | | |
|--------------------------------------|--------|------------|--------|--------|------------|--------|
| | Valor | IC del 95% | | Valor | IC del 95% | |
| Sensibilidad | 100,0% | 85,1% | 100,0% | 100,0% | 85,1% | 100,0% |
| Especificidad | 40,4% | 31,1% | 50,5% | 43,6% | 34,0% | 53,7% |
| Valor predictivo positivo | 28,2% | 19,4% | 39,0% | 29,3% | 20,2% | 40,4% |
| Valor predictivo negativo | 100,0% | 90,8% | 100,0% | 100,0% | 91,4% | 100,0% |
| Proporción de falsos positivos | 59,6% | 49,5% | 68,9% | 56,4% | 46,3% | 66,0% |
| Proporción de falsos negativos | 0,0% | 0,0% | 14,9% | 0,0% | 0,0% | 14,9% |
| Exactitud | 51,7% | 42,7% | 60,6% | 54,3% | 45,3% | 63,1% |
| CPP o LR(+) | 1,68 | 1,42 | 1,98 | 1,77 | 1,48 | 2,12 |
| Probabilidad preprueba (prevalencia) | 18,9% | | | | | |

más coste-efectiva todas las sospechas de TVP atendidas en este medio.

La proporción de pacientes con diagnóstico positivo en nuestra muestra (18,9%) fue similar a la de estudios realizados en otros países. En un estudio prospectivo realizado en Suecia, se observó un 23,5% de pacientes con diagnóstico positivo¹⁹ y en una revisión sistemática publicada en el 2011 se observó que la patología oscilaba entre un 15 y un 39% de la población estudiada dependiendo los subgrupos de edad²⁰.

En cuanto a las derivaciones a urgencias hospitalarias, en nuestro estudio, se observa que la única rama que difiere en cuanto a coste-efectividad respecto a las otras 2 es la que se aplica en la actualidad, derivar a todos los pacientes con sospecha de TVP a urgencias del

hospital. En nuestra muestra, la utilización de cualquiera de las 2 escalas junto con el dímero-D disminuiría significativamente el número de derivaciones. Las 2 escalas de probabilidad clínica estudiadas presentan una sensibilidad y especificidad similar y no difieren en su validez diagnóstica, por tanto, cualquiera de las 2 es útil para orientar la patología en la atención primaria. Existen estudios que hablan de una disminución de casi un 50% de las derivaciones utilizando estos algoritmos y en el nuestro se situarían entre un 33 y un 35%²¹. De hecho, la mayoría de estos procesos se atienden inicialmente en la atención primaria y, por tanto, es este nivel el que se debería dotar con pruebas complementarias^{13,22}. Ello ayudaría a disminuir el número de derivaciones y hacer más coste-efectivo el proceso, evitando también iniciar tratamientos

Tabla 3 Descripción de costes por ramas

| | Rama actual | | | Oudega | | | Wells | | |
|--------------------|-------------|--------|-------------|----------|----------|-------------|----------|----------|-------------|
| | Media | DE | Coste total | Media | DE | Coste total | Media | DE | Coste total |
| Dímero-D | 20,00 € | 0,00 € | 2.320,00 € | 34,44 € | 0,00 € | 3.994,68 € | 31,17 € | 10,13 € | 3.615,87 € |
| Urgencias hospital | 307,20 € | 0,00 € | 35.635,20 € | 206,57 € | 144,80 € | 23.961,60 € | 198,62 € | 147,49 € | 23.040,00 € |
| Visita AP | 60,00 € | 0,00 € | 6.960,00 € | 60,00 | 0,00 | 6.960,00 € | 60,00 | 0,00 | 6.960,00 € |
| Total por rama | 387,00 € | 0,00 € | 44.915,20 € | 241,01 € | 144,8 € | 34.916,28 € | 231,69 € | 145,39 € | 33.615,87 € |

p < 0,001 respecto de la rama actual. Entre Wells y Oudega, p = 0,854.

anticoagulantes innecesarios con los riesgos que ello puede provocar²³.

En concreto, en nuestra muestra, la utilización de cualquiera de las 2 escalas podría llegar a suponer una disminución de costes de entre 9.998,92 € y 11.299,33 €, lo que supondría un ahorro de 8.619,75 € y 9.740,80 € por 100 pacientes o 86,19 € y 97,40 € por paciente (Oudega y Wells, respectivamente), fundamentalmente debido a la disminución de derivaciones al hospital.

Los costes atribuidos a la amortización de la máquina de dímero-D, se podrían haber calculado de diferente manera que como la que se describe en el apartado de material y métodos. Se calculó el número de pacientes necesario para que la máquina obtuviese rentabilidad en la atención primaria comparándola con la realización del dímero-D en el hospital y se obtuvieron 1.435 pacientes. Asimismo, se podrían haber imputado, a nuestra muestra, los costes del transporte sanitario urgente al hospital de aquellos pacientes que lo hubiesen precisado por su comorbilidad asociada.

La mayoría de autores describen y utilizan en la práctica diaria la escala de Wells²⁴⁻²⁶. Únicamente Oudega demostró que en la atención primaria es más efectiva la utilización de esta última escala por la diferencia de prevalencia en este nivel asistencial²⁷. En nuestro estudio, centrado en la atención primaria, no se ha podido demostrar esta mayor efectividad. De hecho, se observa una discreta superioridad de la escala de Wells en cuanto al coste-efectividad, debida a una mayor especificidad. Sin embargo, para que esta escala se utilizase de forma sistemática y resultase eficiente, sería necesario intensificar la formación sobre esta patología, sus escalas de probabilidad clínica y los posibles diagnósticos diferenciales a los profesionales de la atención primaria para que puedan realizar fácilmente este algoritmo diagnóstico complejo²⁸.

Creemos que el aspecto más positivo de nuestro estudio es que está centrado en el diagnóstico en la atención primaria, el lugar donde más frecuentemente se generan las sospechas diagnósticas y donde existen menos recursos para su orientación. Al estar realizado en nuestro entorno, y con los costes actuales, le confiere una gran validez externa.

Sin embargo, una de las limitaciones de este estudio podría ser la de que algún paciente, a pesar de haber sido derivado desde la atención primaria, decidiese voluntariamente no acudir al hospital o fuese atendido en otro centro hospitalario diferente del hospital de referencia. Ello podría haber provocado una potencial pérdida de información que podría limitar la validez externa del estudio. No obstante, consideramos que este hecho es anecdótico debido a la

elevada accesibilidad de las urgencias hospitalarias de referencia. Otra de las limitaciones del estudio podría ser la del reducido tamaño muestral, que podría derivar en un error beta mayor. Por último, el hecho de que no existe una definición exacta o consenso de lo que se entiende por sospecha de TVP podría corresponder también a una limitación.

Con los resultados observados en nuestro estudio, consideramos imprescindible para la atención primaria la introducción del dímero-D, la formación y el conocimiento por parte de los médicos de familia de cualquiera de las 2 escalas de probabilidad clínica para gestionar las sospechas de TVP en este nivel y poder tener un procedimiento más coste-efectivo en nuestro medio.

Lo conocido sobre el tema

- El diagnóstico de la trombosis venosa profunda (TVP) es complejo por la inespecificidad de la clínica con la que se presenta la patología.
- Existen muchos diagnósticos diferenciales y, por tanto, por sus posibles complicaciones, ante la sospecha de cualquier TVP el paciente tiene que ser derivado a un servicio de urgencias hospitalarias para confirmar o descartar la patología.
- Para el algoritmo diagnóstico de la TVP disponemos de la utilización de escalas de probabilidad clínica, del dímero-D y la ecografía Doppler como prueba de referencia.

Qué aporta el estudio

- La manera de proceder actual desde la atención primaria frente a una sospecha de TVP, derivar todos los pacientes a urgencias de hospital, no es coste-efectiva.
- Existen 2 posibles algoritmos diagnósticos que incluyen la utilización en la atención primaria de la escala de probabilidad clínica de Wells u Oudega que reducirían el número de derivaciones sin falsos negativos.
- Para la utilización de estas escalas se debería introducir el uso del dímero-D en la atención primaria y la formación correspondiente de todo el algoritmo diagnóstico para los médicos de familia que afrontan este complejo proceso.

Financiación

Este trabajo ha recibido 2 becas XB de investigación de la Gerencia del Ámbito de Atención Primaria de Barcelona Ciudad del Institut Català de la Salut (XB 2011 y XB 2012) y ha estado financiado por Laboratorios Sanofi para la realización de las pruebas complementarias.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Bibliografía

1. Ten Cate-Hoek AJ, van der Velde EF, Toll DB, van Weert HCPM, Moons KGM, Büller HR, et al. Common alternative diagnoses in general practice when deep venous thrombosis is excluded. *Neth J Med.* 2012;70:130–5.
2. Engelberger RP, Aujesky D, Calanca L, Staeger P, Hugli O, Mazzolai L. Comparison of the diagnostic performance of the original and modified Wells score in inpatients and outpatients with suspected deep vein thrombosis. *Thromb Res.* 2011;127:535–9.
3. Büller HR, Ten Cate-Hoek AJ, Hoes AW, Joore MA, Moons KGM, Oudega R, et al. Safely ruling out deep venous thrombosis in primary care. *Ann Intern Med.* 2009;150:229–35.
4. Wells PS. Integrated strategies for the diagnosis of venous thromboembolism. *J Thromb Haemost.* 2007;5 Suppl 1:41–50.
5. Beyer J, Schellong S. Deep vein thrombosis: Current diagnostic strategy. *Eur J Intern Med.* 2005;16:238–46.
6. Tan M, van Rooden CJ, Westerbeek RE, Huisman MV. Diagnostic management of clinically suspected acute deep vein thrombosis. *Br J Haematol.* 2009;146:347–60.
7. Miron M-J, Perrier A, Bounameaux H. Clinical assessment of suspected deep vein thrombosis: Comparison between a score and empirical assessment. *J Intern Med.* 2000;247:249–54.
8. Wells PS, Hirsh J, Anderson DR, Lensing AAW, Foster G, Kearon C, et al. Accuracy of clinical assessment of deep-vein thrombosis. *Lancet.* 1995;345:1326–30.
9. Wells PS, Anderson DR, Bormanis J, Guy F, Mitchell M, Gray L, et al. Value of assessment of pretest probability of deep-vein thrombosis in clinical management. *Lancet.* 1997;350:1795–8.
10. Anand SS, Wells PS, Hunt D, Brill-Edwards P, Cook D, Ginsberg JS. Does this patient have deep vein thrombosis? *JAMA.* 1998;279:1094–9.
11. Wells PS, Owen C, Doucette S, Fergusson D, Tran H. Does this patient have deep vein thrombosis? *JAMA.* 2006;295:199–207.
12. Kristiansen A, Brandt L, Agoritsas T, Akl EA, Berge E, Flem Jacobsen A, et al. Applying new strategies for the national adaptation, updating, and dissemination of trustworthy guidelines: Results from the Norwegian adaptation of the Antithrombotic Therapy and the Prevention of Thrombosis, 9th ed: American College of Chest Physicians. *Chest.* 2014;146:735–61.
13. Geersing GJ, Janssen KJM, Oudega R, Bax L, Hoes AW, Reitsma JB, et al. Excluding venous thromboembolism using point of care D-dimer tests in outpatients: A diagnostic meta-analysis. *BMJ.* 2009;339:b2990.
14. Lennox AF, Delis KT, Serunkuma S, Zarka ZA, Daskalopoulou SE, Nicolaides AN. Combination of a clinical risk assessment score and rapid whole blood D-dimer testing in the diagnosis of deep vein thrombosis in symptomatic patients. *J Vasc Surg.* 1999;30:794–804.
15. Oudega R. The Wells rule does not adequately rule out deep venous thrombosis in primary care patients. *Ann Intern Med.* 2005;143:100–7.
16. Oudega R, Moons KGM, Hoes AW. Ruling out deep venous thrombosis in primary care. A simple diagnostic algorithm including D-dimer testing. *Thromb Haemost.* 2005;94:200–5.
17. Van der Velde EF, Toll DB, ten Cate-Hoek AJ, Oudega RR, der V, Stoffers HEJH, et al. Comparing the diagnostic performance of 2 clinical decision rules to rule out deep vein thrombosis in primary care patients. *Ann Fam Med.* 2011;9:31–6.
18. Rubio Cebrian S. Estudios de farmacoeconomía a través de modelos basados en el análisis de decisión. En: Monografía X, editor. *Farmacoeconomía e investigación de resultados en la salud: Principios y práctica.* Madrid: Real Academia Nacional de Farmacia; 2001. p. 264–79.
19. Elf JL, Strandberg K, Nilsson C, Svensson PJ. Clinical probability assessment and D-dimer determination in patients with suspected deep vein thrombosis, a prospective multicenter management study. *Thromb Res.* 2009;123:612–6.
20. Siccama RN, Janssen KJM, Verheijden NAF, Oudega R, Bax L, van Delden JJM, et al. Systematic review: Diagnostic accuracy of clinical decision rules for venous thromboembolism in elderly. *Ageing Res Rev.* 2011;10:304–13.
21. Janssen KJM, van der Velde EF, ten Cate AJ, Prins MH, van Weert HCPM, Stoffers HEJH, et al. Optimisation of the diagnostic strategy for suspected deep-vein thrombosis in primary care. *Thromb Haemost.* 2011;105:154–60.
22. Imberti D, Ageno W, Dentali F, Giorgi Pierfranceschi M, Croci E, Garcia D. Management of primary care patients with suspected deep vein thrombosis: Use of a therapeutic dose of low-molecular-weight heparin to avoid urgent ultrasonographic evaluation. *J Thromb Haemost.* 2006;4:1037–41.
23. Tamariz LJ, Eng J, Segal JB, Krishnan JA, Bolger DT, Streiff MB, et al. Usefulness of clinical prediction rules for the diagnosis of venous thromboembolism: A systematic review. *Am J Med.* 2004;117:676–84.
24. Geersing GJ, Zuithoff NPA, Kearon C, Anderson DR, Ten Cate-Hoek AJ, Elf JL, et al. Exclusion of deep vein thrombosis using the Wells rule in clinically important subgroups: Individual patient data meta-analysis. *BMJ.* 2014;348:g1340.
25. Ljungqvist M, Söderberg M, Moritz P, Ahlgren A, Lärffars G. Evaluation of Wells score and repeated D-dimer in diagnosing venous thromboembolism. *Eur J Intern Med.* 2008;19:285–8.
26. Vinson DR, Patel JP, Irving CS. Pretest probability estimation in the evaluation of patients with possible deep vein thrombosis. *Am J Emerg Med.* 2011;29:594–600.
27. Ten Cate-Hoek AJ, Toll DB, Büller HR, Hoes AW, Moons KGM, Oudega R, et al. Cost-effectiveness of ruling out deep venous thrombosis in primary care versus care as usual. *J Thromb Haemost.* 2009;7:2042–9.
28. Oudega R, Moons KGM, Hoes AW. Limited value of patient history and physical examination in diagnosing deep vein thrombosis in primary care. *Fam Pract.* 2005;22:86–91.