

Score de Wells modifié et diagnostic de thrombose veineuse profonde des membres inférieurs en milieu hospitalier.

Modified Wells score and diagnosis of deep venous thrombosis of lower limbs in hospitalized patients.

Adham S.1, 2, Tra S.3, Chleir F.4, Dinh Xuan A.T.3, Allaert F.A.5

Résumé

Introduction : La maladie thromboembolique veineuse associée à une morbimortalité importante entraîne une sur-prescription d'examens complémentaires en milieu hospitalier. Les performances du score de Wells modifié ! Doppler-ultrasound prescription, particularly in ont été étudiées pour le diagnostic des TVP chez les ¦ hospitalized patients. Modified Wells score for deep venous patients hospitalisés.

Méthodes: Analyse rétrospective chez les patients hospitalisés adressés dans un service d'explorations vasculaires pour suspicion de TVP. Le score de Wells modifié est comparé aux résultats de l'écho-Doppler veineux des membres inférieurs.

Résultats: 1017 patients ont été analysés. La prévalence de diagnostic improbable de TVP au score de Wells est de 70,9 % et celle de l'absence de TVP à l'écho-Doppler veineux des membres inférieurs est de 79,1 %. Plus de | *Results: There were 1017 patients included in the analysis.* deux tiers des patients avec une faible probabilité de TVP ont une TVP confirmée au Doppler. La sensibilité du score de Wells modifié est de 33,3 %, sa spécificité de 72,1 %, sa valeur prédictive positive de 24,1 % et sa valeur prédictive négative de 80,0 %. L'aire sous la courbe ROC i had a confirmed DVT at ultrasound exploration. Sensibility permettant de définir un seuil discriminant pour le score | was 33.3%, specificity 72.1%, positive predictive value de Wells modifié est égale à 0,54.

Summary

Introduction: Venous thromboembolism (VTE) carries a significant risk of morbidity and mortality. These issues I justify an increase of costs for VTE diagnosis through thrombosis (DVT) diagnosis in hospitalized patients seems to have an important failure rate and is herein studied to assess its performance.

Methods: We conducted a retrospective monocentric study in hospitalized patients addressed for a DVT suspicion and who beneficiated of a venous ultrasound exploration between March 2013 and January 2014. Their modified Wells score was compared to the result of venous ultrasound exploration.

The modified Wells score demonstrated a 70.9% prevalence of low DVT probability. Prevalence of DVT absence at • venous ultrasound imaging was as high as 79.1%. However, more than two third of patients with low DVT probability 24.1% and negative predictive value 80.0%. The AUC for the discriminatory accuracy of the modified Wells score ••• • was only 0.54.

^{1.} Centre de référence des maladies vasculaires rares, Service de Génétique, Hôpital européen Georges Pompidou, AP-HP, Paris, France.

^{2.} Université Paris Descartes, Sorbonne Paris Cité, Faculté de Médecine, Paris, France.

^{3.} Service de Physiologie-Explorations Fonctionnelles, Hôpital Cochin, AP-HP, Paris, France.

^{4.} Service de Chirurgie Cardio-Thoracique, Centre Chirurgical Marie Lannelongue, Le Plessis Robinson, France.

^{5.} Chaire d'évaluation médicale Ceren ESC & Cenbiotech.

14

Conclusion: Le score de Wells modifié utilisé seul ne Conclusion: The modified Wells score in hospitalized permet pas de se passer de l'écho-Doppler veineux des patients does not help clinicians to safely rule out low membres inférieurs pour les patients hospitalisés à faible pre-test probability patients. risque de TVP.

Thrombose veineuse profonde.

Mots-clés: Patients hospitalisés, Score de Wells modifié, Keywords: Hospitalized patients, Modified Wells score, ■ Deep venous thrombosis.

Introduction

L'incidence annuelle de la maladie thromboembolique veineuse (MTEV) en France est estimée à 1,8 % personnes (1 % chez les plus de 70 ans) et celle des thromboses veineuses profondes (TVP) est de 1,2 ‰ [1]. L'absence de diagnostic et de traitement d'une TVP peut se compliquer d'une embolie pulmonaire (EP) avec une mortalité à court terme de 10 à 20 % : au moins 50 % des patients avec une TVP symptomatique ont une EP asymptomatique. Réciproquement, une majorité de patients avec une EP symptomatique ont une TVP silencieuse [2].

L'interaction entre plusieurs facteurs de risque acquis et constitutionnels entraıne l'apparition d'une MTEV. Plusieurs de ces facteurs peuvent être observés au cours d'une hospitalisation. La MTEV est ainsi l'une des premières causes de mortalité des patients hospitalisés [3] et un important problème de santé publique.

Les suspicions cliniques plus nombreuses de MTEV entraînent une diminution de sa prévalence au sein du groupe d'individus suspects, variant de 10 à 20 % [4]. Pourtant, le diagnostic basé sur les symptômes et les signes cliniques ne paraît pas fiable car ils ne sont pas spécifiques. Ainsi, la majorité des patients suspects n'a en réalité pas de TVP [5, 6]. On constate néanmoins une sur-prescription d'examens complémentaires et les suspicions de TVP sont infirmées à l'écho-Doppler veineux des membres inférieurs (EDVMI) dans près de trois cas sur quatre [7].

Des scores ont pourtant été développés pour simplifier et standardiser la prise en charge d'une suspicion de TVP[8]. Le score de Wells modifié est aujourd'hui le plus connu et le plus utilisé [9]. Il teste dix items cliniques qui classent les patients en deux catégories : TVP probable pour un score supérieur ou égal à 2 ou TVP peu probable pour un score strictement inférieur à 2.

La probabilité d'identifier une TVP à l'EDVMI varie selon la probabilité clinique identifiée par le score de Wells, le taux de D-dimères et la localisation de la TVP. L'EDVMI est un examen diagnostique de choix chez les patients avec une probabilité clinique faible ou moyenne de TVP et des D-dimères augmentés ou chez les patients avec une forte probabilité clinique.

Le score de Wells est à la base d'un algorithme permettant de limiter le recours systématique au dosage des D-dimères et à l'EDVMI. Il permet d'identifier les patients chez qui il sera inutile de réaliser un EDVMI, avec un risque d'erreur de 1 % ou moins dans le diagnostic de TVP proximale, et de 3 % pour les TVP distales [10].

Pour que la performance du score de Wells soit identique à celle de l'EDVMI, il devrait permettre de retrouver moins de 3 % de faux-négatifs pour les TVP distales et moins de 1 % pour les TVP proximales. Avec de telles valeurs, le calcul du score de Wells modifié permettrait au clinicien d'exclure d'emblée, sans dosage de D-dimères et sans EDVMI, un certain nombre de patients avec un minimum de risque de faux négatifs et un maximum de vrais négatifs. En effet, les patients vrais négatifs sont les plus nombreux dans la population consultant pour une suspicion de TVP [7]. La validation d'un score de Wells modifié utilisé seul dépend donc de sa valeur prédictive négative (VPN) et du nombre de faux négatifs. Cette stratégie pourrait s'intégrer dans l'objectif de limitation des examens complémentaires inutiles et donc de maîtrise des dépenses associées [11].

Nous avons constaté au sein du service d'explorations fonctionnelles vasculaires de l'hôpital Cochin, AP-HP que la majorité des patients était adressée pour recherche de TVP sans respect de l'algorithme précédemment décrit. En effet, le score de Wells et le dosage des D-dimères sont validés sur une population de patients ambulatoire, et leur performance dans la prédiction de TVP chez les patients hospitalisés paraît donc moins bonne [12].

Afin de confirmer ces résultats [12], nous avons analysé la pertinence du score de Wells dans un centre hospitalier français afin de savoir s'il est possible d'évaluer de manière fiable et précise le risque de TVP à l'aide du score de Wells modifié seul. Cette étude se place au sein de la littérature analysant les différents scores prédictifs cliniques qui stratifient le risque de TVP. L'objectif principal était d'identifier la performance du score de Wells modifié dans le diagnostic de TVP chez les patients hospitalisés. L'objectif secondaire était d'identifier la précision de chaque résultat possible du score de Wells modifié.

Matériels et méthodes

Il s'agit d'un étude épidémiologique observationnelle descriptive et analytique transversale, rétrospective, sans modification des pratiques. Tous les patients hospitalisés et suspects de TVP adressés au service d'explorations fonctionnelles vasculaires de l'hôpital Cochin AP-HP du 1er mars 2013 au 15 janvier 2014 ont été inclus rétrospectivement, sans limite d'âge et quels que soient leurs antécédents. Pour les patients ayant bénéficié de plusieurs EDVMI, seul le premier examen a été retenu. Les femmes enceintes ou en période de post-partum et les patients avec un antécédent documenté de MTEV dans les 3 mois précédents l'EDVMI étaient exclus.

Le score de Wells modifié a été recueilli pour chaque patient à partir des bons de demandes d'examen sur lesquels il était renseigné : les prescripteurs devaient renseigner les différents items du score de Wells modifié au moment de la demande d'examen. Le résultat de l'EDVMI associé était classé en négatif ou positif, et TVP distale et/ou TVP proximale en cas de diagnostic positif. Toute TVP du creux poplité et au-dessus était considérée comme proximale. Toute TVP en-dessous du creux poplité était qualifiée de distale. L'examen de référence retenu était l'échographie-doppler veineux de compression des membres inférieurs (EDVMI), complet et bilatéral, réalisé sur un appareil de type TOSHIBA APLIO SSA-700A 4543209 mis en service le 18 mai 2004, avec une sonde de 7,5 MHz.

Le critère de jugement principal était un taux de faux négatifs inférieur à 3 % [10, 13]. L'analyse statistique a été effectuée sur le logiciel XLSTAT (Addinsoft, version 2017.4). La sensibilité, la spécificité, la valeur prédictive positive (VPP) et la VPN du score de Wells modifié ont été calculées à partir d'un tableau de contingence. Un test du Khi-2 ou de Fischer en cas d'effectifs insuffisants et avec un risque d'erreur à 5 % a testé les différentes variables de notre étude. Une courbe ROC (receiver operating characteristic) a résumé les performances du score de Wells modifié et en a estimé la valeur seuil optimale pour cette population de patients hospitalisés. Enfin, une régression logistique a été effectuée afin d'identifier les facteurs qui caractérisent les sujets atteints de TVP par rapport aux sujets indemnes.

Résultats

Caractéristiques de la population: Nous avons recensé 1142 patients adressés au service d'explorations fonctionnelles vasculaires de l'hôpital Cochin, AP-HP entre le 1^{er} mars 2013 et le 15 janvier 2014. Parmi eux, 125 (10,9 %) étaient des patients ambulatoires ou provenant des urgences et ont été exclus. Les caractéristiques principales des 1017 patients retenus sont présentées dans le Tableau 1. Aucun n'avait eu de dosage des D-dimères.

Caractéristiques	N (0/)		
des 1017 patients inclus	N (%) Moyenne ± écart-type		
Âge (ans)			
3 , ,	64,9 ± 18,5		
Femmes	573 (56,3)		
Secteur d'hospitalisation :			
Inconnu	49 (4,8)		
Médecine	662 (65,1)		
Réanimation	192 (18,9)		
Chirurgie	77 (7,6)		
Gynécologie	37 (3,6)		
TVP à l'EDVMI :	213 (20,9)		
Localisation non précisée	28 (13,1)		
TVP proximale	82 (38,5)		
TVP distale	103 (48,4)		
Items du score de Wells modifié :			
Alitement récent > 3 jours ou			
chirurgie majeure	203 (19,9)		
< 4 semaines	162 (15,9)		
Œdème du membre inférieur	31 (3,0)		
Œdème prenant le godet Douleur ou sensibilité sur le	272 (26,7)		
trajet veineux profond	187 (18,4)		
Cancer	93 (9,1)		
Immobilisation plâtrée	14 (1,4)		
Collatéralité veineuse	141 (13,9)		
Antécédent documenté de TVP	106 (10,4)		
Diagnostic alternatif			
Résultats du score de Wells modifié :			
-2	27 (2,7)		
-1	49 (4,8)		
0	314 (30,9)		
1	332 (32,6)		
2	224 (22,0)		
3	62 (6,1)		
4	9 (0,9)		

TABLEAU 1 : Caractéristiques des 1017 patients hospitalisés inclus pour suspicion de TOP.EDVMI : écho-Doppler veineux des membres inférieurs ;
EP : embolie pulmonaire ; TVP : thrombose veineuse profonde

La moyenne d'âge était de $64,9 \pm 18,5$ ans et la médiane à 67 ans. Le sex-ratio hommes/femmes était égal à 0,8. Plus d'un patient sur cinq (20,6%) avait 50 ans ou moins; les sujets âgés de 50 à 69 ans représentaient un tiers de l'effectif (33,7%); ceux âgés de plus de 70 ans représentaient 45,6% de la population.

Les patients hospitalisés en médecine et réanimation représentaient 84,0 % de notre cohorte et ceux hospitalisés en chirurgie ou gynécologie (hors obstétrique) 11,2 %. Pour 4,8 % des patients le secteur hospitalier n'était pas renseigné.

Une EP était connue pour 10 % des patients au moment de la demande d'EDVMI à la recherche de TVP.

Résultats pour le score de WELLS modifié : Le résultat du score de Wells modifié variait de -2 à 4 **(Tableau 1, Tableau 2a)**. Près de trois demandes sur quatre (71,0 %) correspondaient à un diagnostic improbable de TVP (score de Wells modifié < 2).

La sensibilité du score de Wells modifié était de 33,3 %, sa spécificité 72,1 %, sa VPP 24,1 % et sa VPN 80,0 %. Près d'un patient sur cinq (19,7 %) avec un score de Wells négatif avait une TVP confirmée à l'EDVMI et plus de trois patients sur quatre (75,9 %) avec un score de Wells en faveur d'une TVP avaient un EDVMI normal. Sur 390 patients avec un score de Wells entre – 2 et 0, 72 (18,5 %) avaient une TVP confirmée à l'EDVMI.

Le résultat du score de Wells modifié (TVP probable ou improbable) n'était pas significativement différent selon l'âge des patients (p 0,860), le sexe (p 0,266) et la localisation de la TVP (p 0,118) (**Tableau 2a**).

Les patients hospitalisés en chirurgie avaient plus souvent un score de Wells modifié montrant un résultat de TVP probable par rapport aux patients des autres secteurs (p < 0.0001).

Résultats pour l'EDVMI : Pour chaque compte-rendu d'EDVMI nous avons relevé l'absence ou la présence de TVP, et à chaque fois que c'était précisé la localisation de la TVP **(Tableau 2a, Tableau 2b)**. La prévalence des TVP confirmées à l'échographie-doppler était de 20,9 % et près d'une TVP sur deux (48,4 %) était distale (13,1 % de localisations non précisées). De manière plus globale, 74,5 % des patients n'avaient pas de MTEV (TVP et/ou EP).

La présence d'une TVP confirmée à l'EDVMI était identique pour les 2 sexes (p 0,079). La prévalence des TVP en fonction du sexe **(Figure 1)** montrait néanmoins qu'avec l'âge les hommes étaient plus touchés par les TVP que les femmes (p 0,017).

Les patients âgés de 50 ans et plus avaient plus de risque d'avoir une TVP confirmée à l'EDVMI, $(p \ 0.040)$ avec un odds ratio (OR) à 1,9 (IC 95 % 1,3-3,1). Les patients hospitalisés en réanimation ou en chirurgie avaient également plus de risque d'avoir une TVP (p < 0.0001). De manière plus globale, les patients hospitalisés en chirurgie avaient un OR à 1,8 (IC 95 % 1,1-2,8) par rapport aux autres secteurs d'hospitalisation.

La présence d'une collatéralité veineuse superficielle non variqueuse lors du diagnostic de TVP à l'EDVMI était à la limite de la significativité statistique (p 0,052). Le gonflement d'un membre, la chirurgie lourde datant de moins de quatre semaines et la présence d'antécédents documentés de TVP étaient également plus souvent présents lors du diagnostic de TVP à l'EDVMI (p 0,006; p 0,008; p 0,003; p 0,000 respectivement). La présence d'un diagnostic alternatif plus probable que la TVP était retrouvée plus souvent chez les patients sans TVP à l'EDVMI (p 0,000).

Le cancer, l'alitement, l'immobilisation plâtrée ou la paralysie ou la parésie, la douleur ou la sensibilité sur le trajet des veines profondes et l'œdème unilatéral prenant le godet n'étaient pas plus souvent présents lors du diagnostic de TVP à l'EDVMI $(p \ 0.393; p \ 0.761; p \ 0.823$ respectivement).

Une régression logistique a permis d'étudier les variables explicatives associées à la survenue d'une TVP confirmée à l'EDVMI. La provenance des patients d'un service de réanimation ou de chirurgie par rapport à la provenance d'un service de médecine était associée au diagnostic de TVP (OR 2,5 avec IC 95 % 1,4-4,6 et p 0,003; OR 1,7 avec IC 95 % 1,1-2,5 et p 0,02 respectivement). La présence d'une EP confirmée et l'absence de diagnostic différentiel étaient également fortement associés au diagnostic de TVP (OR 4,9 avec IC 95 % 2,5-10,4 et p 0,00001; OR 2,7 avec IC 95 % 1,3-6,5 et p 0,01 respectivement).

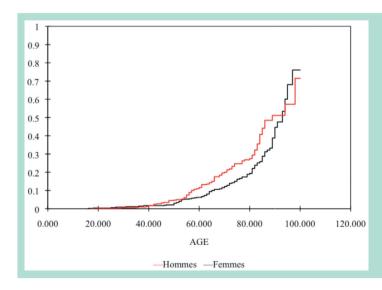


FIGURE 1: Incidence cumulée des TVP en fonction du sexe et de l'âge.

Caractéristiques des 1017 patients inclus	Score < 2 (N = 722) N (%) Moyenne ± écart-type	Score ≥ 2 (N = 295) N (%) Moyenne ± écart-type	<i>P</i> value
Âge (ans)	64,9 ± 18,4	65,2 ± 18,9	0,860
Femmes	404 (55,9) 169 (57,3)		0,266
Secteur d'hospitalisation : Inconnu Médecine Réanimation Chirurgie Gynécologie	34 (4,7) 470 (65,1) 160 (22,2) 29 (4,0) 29 (4,0)	470 (65,1) 192 (65,1) 160 (22,2) 32 (10,8) 29 (4,0) 48 (16,3)	
TVP à l'EDVMI : Localisation non précisée TVP proximale TVP distale	142 (19,7) 17 (2,4) 55 (7,6) 70 (9,7)	71 (24,1) 11 (3,7) 27 (9,2) 33 (11,2)	0,118

TABLEAU 2a : Caractéristiques des 1 017 patients hospitalisés selon le résultat du score de Wells modifié.EDVMI : écho-Doppler veineux des membres inférieurs ; EP : embolie pulmonaire ; TVP : thrombose veineuse profonde.

Caractéristiques des 1017 patients inclus	Pas de TVP (N = 804) N (%) Moyenne ± écart-type	TVP (N = 213) N (%) Moyenne ± écart-type	<i>P</i> value
Âge (ans)	64,4 ± 18,8	67,1 ± 17,3	0,062
Femmes	466 (57,9)	107 (50,2)	0,109
Secteur d'hospitalisation :			
Inconnu	40 (5,0)	9 (4,2)	
Médecine	551 (68,5)	111 (52,1)	< 0,0001
Réanimation	131 (16,3)	61 (28,6)	< 0,0001
Chirurgie	47 (5,8)	30 (14,1)	
Gynécologie	35 (4,4)	2 (1,0)	
Items du score de Wells modifié:			
Alitement récent > 3 jours	81 (10,1)	23 (10,8)	0,761
Ou chirurgie récente < 4 semaines	68 (8,5)	31 (14,6)	0,008
Œdème du membre inférieur	141 (17,5)	21 (9,9)	0,006
Œdème prenant le godet	25 (3,1)	6 (2,8)	0,823
Douleur ou sensibilité sur le trajet veineux profond	225 (28,0)	47 (22,1)	0,081
Cancer	143 (17,8)	44 (20,7)	0,340
Immobilisation plâtrée	73 (9,1)	20 (9,4)	0,893
Collatéralité veineuse	14 (1,7)	o (o)	0,052
Antécédent documenté de TVP	98 (12,2)	43 (20,2)	0,003
Diagnostic alternatif	98 (12,2)	8 (3,8)	0,000

TABLEAU 2b : Caractéristiques des 1017 patients hospitalisés selon la présence ou non de TVP à l'EDVMI.EDVMI : écho-Doppler veineux des membres inférieurs ; EP : embolie pulmonaire ; TVP : thrombose veineuse profonde.

Performance du score de Wells modifié et choix du seuil le plus adapté: La courbe ROC (Figure 2) nous a permis de caractériser les performances de prédiction de TVP du score de Wells modifié, indépendamment d'un seuil de décision. Chacun des points de la courbe représentait un compromis entre sensibilité et spécificité, correspondant à un seuil de décision spécifique. L'aire sous la courbe (AUC) était donc la probabilité d'identifier correctement

le patient avec une TVP quand un patient avec et un sujet sans TVP se présentaient simultanément à l'observateur.

L'AUC a été retrouvée proche de 0,5 (0,542), correspondant à un système non discriminant : la probabilité de distinguer la personne malade (TVP+) de la personne saine (TVP-) était donc de 54,2 %. La réponse obtenue avec le score de Wells modifié chez les patients hospitalisés n'était pas corrélée à l'absence ou à la présence d'une TVP, le meilleur compromis semblant être un seuil à 1 (Tableau 3).

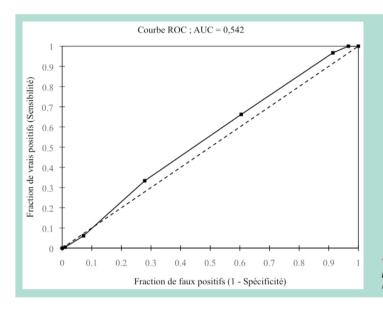


FIGURE 2: Courbe ROC caractérisant les performances de prédiction de TVP du score de Wells modifié.

Wells	Se	Borne inf. (95 %)	Borne sup. (95 %)	Sp	Borne inf. (95 %)	Borne sup. (95 %)	VPP	VPN
-2,000	1,000	0,978	1,000	0,000	0,000	0,006	0,209	
- 1,000	1,000	0,978	1,000	0,034	0,023	0,049	0,215	1,000
0,000	0,967	0,932	0,985	0,086	0,068	0,107	0,219	0,908
1,000	0,662	0,596	0,722	0,396	0,362	0,430	0,225	0,815
2,000	0,333	0,274	0,399	0,721	0,689	0,751	0,241	0,803
3,000	0,061	0,035	0,103	0,928	0,908	0,944	0,183	0,789
4,000	0,005	0,000	0,029	0,990	0,980	0,995	0,111	0,790

TABLEAU 3: Réponses de la courbe ROC obtenues avec les différentes valeurs du score de Wells modifié.

Borne inf (95 %): borne inférieure de l'intervalle de confiance à 95 %; Borne sup (95 %): borne supérieure de l'intervalle de confiance à 95 %; Se: sensibilité; Sp: spécificité; VPN: valeur prédictive négative; VPP: valeur prédictive positive.

Discussion

Il existe plusieurs limites à ce travail. Tout d'abord, il s'agit d'une étude rétrospective et monocentrique. Un biais de sélection est lié à la population, d'origine hospitalière exclusive, incluse dans notre étude. Les résultats ne peuvent donc pas être validés en médecine de ville, or cette dernière représente la première source des patients pour lesquels le score de Wells est initialement validé. Les informations recueillies concernent les caractéristiques de la population incluse, le score de Wells modifié recueilli sur les bons de demandes d'EDVMI et l'existence ou non d'une TVP confirmée à l'EDVMI. Un biais d'information probable est lié au caractère opérateur-dépendant de l'EDVMI. En effet, les 1017 examens ont été réalisés par des opérateurs différents. Il existe également un biais induit par les bons de demandes d'EDVMI nécessitant de renseigner préalablement les items du score de Wells.

Nous avons identifié une prévalence de la TVP chez les patients hospitalisés de 20,9 %, en accord avec les données de la littérature [14, 15]. La provenance des patients (réanimation ou chirurgie) ainsi que la présence d'une EP et l'absence de diagnostic différentiel semblent être les facteurs explicatifs les plus plausibles pour la survenue de TVP en milieu hospitalier. Une chirurgie récente ou un antécédent documenté de TVP sont par ailleurs plus fréquemment retrouvés chez ces patients. En revanche, le diagnostic alternatif et l'œdème du membre inférieur semblent plus fréquents chez les patients indemnes de TVP.

Le résultat du score de Wells modifié (diagnostic probable ou improbable de TVP) n'est pas significativement différent selon le sexe ou l'âge des patients. Avec une sensibilité à 33,3 % et une spécificité à 72,1 %, le score de Wells utilisé seul ne paraît pas performant pour identifier correctement les TVP chez les patients hospitalisés. Il n'est également pas performant pour identifier les patients hospitalisés et indemnes de TVP. De plus, avec une AUC proche de 0,5, le score de Wells semble faire à peine mieux que le hasard : un patient avec une TVP a ainsi seulement 54,5 % de risque (soit une chance sur deux) d'avoir un score de Wells supérieur à celui d'un patient sans TVP. Ce résultat concorde avec d'autres études [12, 16-17] dont les AUC varient entre 0,56 et 0,60. L'estimation empirique semble donc faire tout aussi bien [18].

Pourtant, le clinicien recherche des tests précis afin de ne pas classer à tort des sujets indemnes comme des personnes malades, et ne pas méconnaître les sujets réellement atteints. Plus le test est spécifique, plus il détecte la maladie recherchée, ici la TVP, et moins il occasionne de faux positifs. De même, un test très spécifique permet, s'il est positif, d'affirmer la maladie. Le score de Wells modifié est initialement un test de dépistage : étant donné les conséquences d'un retard diagnostique de la MTEV, il doit être le plus sensible possible pour avoir le moins de faux négatifs possibles et exclure au mieux la TVP. Le seuil choisi influence la sensibilité et la spécificité du test. Plus on élève le seuil du score de Wells, plus il devient spécifique et moins sensible. Inversement, plus on abaisse le seuil, plus le test devient sensible et moins spécifique. Or dans notre étude le taux d'échec du score de Wells modifié est de 13,9 % et son taux d'identification des TVP est de seulement 6,9 % versus 3 % et 55,5 % dans l'étude originale de Wells et al. en milieu ambulatoire [19]. Cette inefficacité du score de Wells modifié pour le dépistage de TVP chez les patients hospitalisés s'explique probablement par la prévalence des comorbidités et des facteurs de risque de la MTEV qui sont plus fréquents en milieu hospitalier qu'en milieu ambulatoire [19]. En effet, près des deux tiers (61,7 %) de nos patients avaient un score de Wells supérieur à o. Parmi les patients avec un score de Wells modifié inférieur à 2, 19,7 % avaient une TVP à l'EDVMI (18,5 % des patients avec un score inférieur à o). Cette prévalence est deux fois plus élevée par rapport aux patients ambulatoires avec les mêmes résultats au score de Wells modifié (9,5 %) [19]. De plus, on sait que l'algorithme du score de Wells modifié en milieu ambulatoire associe le dosage des D-dimères chez les patients à faible probabilité de TVP, et ce afin d'augmenter la VPN. Les taux de D-dimères étant souvent augmentés chez les patients hospitalisés [12], l'inefficacité du score de Wells modifié en milieu hospitalier s'explique donc également par l'absence d'intérêt du dosage des D-dimères dans ce milieu [20].

Finalement, parmi les patients avec un score de Wells modifié en défaveur d'une TVP, 19,7 % avaient en réalité une TVP. Le score de Wells modifié ne remplit donc pas la condition imposée de moins de 3 % de faux négatifs pour être validé en tant que test diagnostique en milieu

hospitalier et ne devrait donc pas être utilisé chez ces patients [10, 12, 13]. Si la réalisation systématique d'un EDVMI ne semble pas non plus justifiée, la réflexion devrait se porter sur l'évaluation et la validation d'un score de MTEV adapté aux patients hospitalisés et basé sur une pondération différente de leurs comorbidités et de leurs facteurs de risque.

Conclusion

Le diagnostic TVP pour les patients en milieu ambulatoire repose sur une stratégie complète. Le clinicien identifie les patients suspects de TVP puis établit une probabilité clinique pré-test en fonction de laquelle il demande un dosage des D-dimères (TVP improbable) ou un EDVMI (TVP probable).

L'utilisation du score de Wells modifié est donc aujourd'hui largement recommandée mais pas obligatoire. Parfois, estimer empiriquement la probabilité d'une TVP a une valeur équivalente voire supérieure aux tests de probabilité, surtout en milieu hospitalier [18].

Avec une prévalence de 20,9 % de TVP chez les patients hospitalisés et un nombre important de faux négatifs, le score de Wells modifié ne semble pas adapté au dépistage de TVP dans cette population. Les stratégies utilisant le score de Wells et/ou le dosage des D-dimères n'ont pas fait leurs preuves chez les patients hospitalisés et une nouvelle stratégie de stratification mériterait d'être développée pour cette population spécifique.

Conflits d'intérêts : Aucun.

Références

- Oger E. Incidence of venous thromboembolism: a community-based study in Western France. EPI-GETBP Study Group. Groupe d'Étude de la Thrombose de Bretagne Occidentale. Thromb. Haemost. 2000; 83(5): 657-60.
- 2. Kearon C. Natural history of venous thromboembolism. Circulation 2003; 107(23 Suppl. 1): 122-30.
- 3. Cohen A., Agnelli G., Anderson F., Arcelus J., Berqvist D., Brecht J., et al. (VITAE) VIAGIE. Venous thromboembolism (vte) in Europe. The number of vte events and associated morbidity and mortality. Thromb. Haemost. 2007; 98: 756-64.
- Le Gal G., Bounameaux H. Diagnosing pulmonary embolism: running after the decreasing prevalence of cases among suspected patients. J. Thromb. Haemost. 2004; 2(8):1244-6.
- Haeger K. Problems of acute deep venous thrombosis. I.
 The interpretation of signs and symptoms. Angiology 1969;
 20(4): 219-23.
- 6. Goodacre S., Sutton A.J., Sampson F.C. Meta-analysis: The value of clinical assessment in the diagnosis of deep venous thrombosis. Ann. Intern. Med. 2005; 143(2): 129-39.
- 7. Kyrle P.A., Eichinger S. Deep vein thrombosis. Lancet 2005; 365(9465): 1163-74.

Adham S., Tra S., Chleir F., Dinh Xuan A.T., Allaert F.A.

- 8. Constans J., Boutinet C., Salmi L.R., Saby J.-C., Nelzy M.-L., Baudouin P., et al. Comparison of four clinical prediction scores for the diagnosis of lower limb deep venous thrombosis in outpatients. Am. J. Med. 2003; 115(6): 436-40.
- Landaw S.A., Bauer K.A. Approach to the diagnosis and therapy of lower extremity deep vein thrombosis. UpToDate. http://cursoenarm.net/UPTODATE/contents/mobipreview. htm?5/50/5921?source=see_link. Accès au site le 30/10/2017.
- 10. Lensing A.W., Levi M.M., Büller H.R., Prandoni P., Vigo M., Agnelli G., et al. Diagnosis of deep-vein thrombosis using an objective Doppler method. Ann. Intern. Med. 1990; 113(1): 9-13.
- 11. Ten Cate-Hoek A.J., Toll D.B., Büller H.R., Hoes A.W., Moons K.G.M., Oudega R, et al. Cost-effectiveness of ruling out deep venous thrombosis in primary care versus care as usual. J. Thromb. Haemost. 2009; 7(12): 2042-9.
- 12. Silveira P.C., Ip I.K., Goldhaber S.Z., Piazza G., Benson C.B., Khorasani R. Performance of Wells score for deep venous thrombosis in the inpatient setting. JAMA Intern. Med. 2015; 175(7): 1112-7.
- 13. Oudega R., Hoes A.W., Moons K.G.M. The Wells rule does not adequately rule out deep venous thrombosis in primary care patients. Ann. Intern. Med. 2005; 143(2): 100-7.
- 14. Yamada N., Hanzawa K., Ota S., Nakamura M., Sato K., Ikura M., et al. Occurrence of deep vein thrombosis among hospitalized non-surgical japanese patients. Ann. Vasc. Dis. 2015; 8(3): 203-9.

- 15. Constans J., Nelzy M.L., Salmi L.R., Skopinski S., Saby J.C., Le Métayer P., et al. Clinical prediction of lower limb deep venous thrombosis in symptomatic hospitalized patients. Thromb. Haemost. 2001; 86: 985-90.
- 16. Crowther M.A., Cook D.J., Griffith L.E., Devereaux P.J., Rabbat C.C., Clarke F.J., et al. Deep venous thrombosis: clinically silent in the intensive care unit. J. Crit. Care 2005; 20(4): 334-40.
- 17. Engelberger R.P., 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 venous thrombosis. Thromb. Res. 2011; 127(6): 535-9.
- 18. Wang B., Lin Y., Pan F., Yao C., Zheng Z.-Y., Cai D., et al. Comparison of empirical estimate of clinical pretest probability with the Wells score for diagnosis of deep vein thrombosis. Blood Coagul. Fibrinolysis 2013; 24(1): 76-81.
- 19. Wells P.S., Anderson D.R., Bormanis J., Guy F., Mitchell M., Gray L., et al. Value of assessment of pretest probability of deep-veni thrombosis in clinical management. Lancet 1997; 350(9094): 1795-8.
- 20. Crowther M.A., Cook D.J., Griffith L.E., Meade M., Hanna S., Rabbat C., et al. Neither baseline tests or molecular hypercoagulability nor D-dimer levels predict deep venous thrombosis in critically ill medical-surgical patients. Intensive Care Med. 2005; 31(1): 48-55.