

[Print dit artikel](#)

Nederlands
Tijdschrift
voor
Geneeskunde

Citeer dit artikel als: Ned Tijdschr Geneeskd. 2005;149:83-8

Onderzoek

Fysische diagnostiek - de waarde van enkele gebruikelijke tests voor het aantonen van een voorstekruisbandruptuur: meta-analyse

C.G. van der Plas, W. Opstelten, W.L.J.M. Devillé, D. Bijl, L.M. Bouter en R.J.P.M. Scholten

DOEL.

Meta-analyse van onderzoeken naar de validiteit van 3 fysisch-diagnostische tests voor het aantonen van een voorstekruisbandruptuur: de voorsteschuifladetest, de Lachman-test en de 'pivot shift'-test.

OPZET.

Meta-analyse.

METHODE.

Door elektronische zoekacties in *Medline* (1966-2004) en *Embase* (1980-2004) werden publicaties geselecteerd die waren geschreven in de Duitse, Engelse, Franse of Nederlandse taal en waarin tenminste één fysisch-diagnostische test voor een voorstekruisbandruptuur werd beoordeeld in vergelijking met als gouden standaard beschouwde referentiebevindingen van MRI, artroscopie of artrotomie. De selectie van publicaties, de beoordeling van methodologische kwaliteit en de extractie van data vonden plaats volgens een gestandaardiseerd protocol door twee beoordelaars, onafhankelijk van elkaar. Waar mogelijk en zinvol werd met behulp van meta-analyse voor iedere test een schatting gemaakt van (gepoolde) sensitiviteit, specificiteit en positief en negatief voorspellende waarden.

RESULTATEN.

Aan de selectiecriteria voldeden 17 publicaties. In geen van de onderzoeken waren de indextest en de referentietest onafhankelijk van elkaar beoordeeld door te blinderen en bij alle onderzoeken, op twee na, was er verificatiebias. De pivot-shifttest had de hoogste positief voorspellende waarde, de Lachman-test de hoogste negatief voorspellende. De diagnostische waarde van de voorsteschuifladetest was gering.

CONCLUSIE.

Fysisch-diagnostisch onderzoek kan van betekenis zijn voor het beoordelen van een voorstekruisbandletsel. De klinische betekenis van de testuitslagen wordt echter bepaald door de voorafkansen en is daarom verschillend voor de eerste en tweede lijn; daarin hebben respectievelijk de pivot-shifttest en de Lachman-test de meeste toegevoegde waarde.

Ned Tijdschr Geneeskd 2005;149:83-8

Een voorstekruisbandruptuur komt regelmatig voor. De incidentie bedraagt 0,3 per 1000 personen per jaar, met de grootste kans op een letsel tussen 10- en 19-jarige leeftijd.^{1 #LIT1} Een voorstekruisbandruptuur is een ernstig knieletsel, dat kan leiden tot langdurige klachten en uiteindelijk gonartrose.^{2 #LIT2} Bij aanwijzingen voor dit letsel zal de indicatie voor aanvullend onderzoek mede bepaald worden door 3 fysisch-diagnostische tests: de voorsteschuifladetest, de Lachman-test en de 'pivot shift'-test (figuur

¹ /+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100840001F.jpg).^{3 #LIT3} In richtlijnen voor huisartsen wordt gesteld dat deze tests van weinig waarde zijn.^{4 #LIT4} In de orthopedische praktijk behoren ze echter tot het gebruikelijke onderzoek. De vraag rijst wat de werkelijke waarde is van deze tests, zowel voor de eerste- als de tweedelijns geneeskunde. Tot nu toe is dit niet systematisch onderzocht. Daarom verrichtten wij een meta-analyse van de beschikbare literatuur.

METHODE

Zoekstrategie, in- en exclusiecriteria.

Wij zochten naar artikelen in *Medline* (1966-8 januari 2004) en *Embase* (1980-8 januari 2004) volgens een zoekstrategie die elders werd gepubliceerd.^{5 #LIT5} ^{6 #LIT6} Een publicatie werd geselecteerd wanneer de kwaliteit van tenminste één

fysisch-diagnostische test werd beoordeeld in vergelijking met een als gouden standaard beschouwde referentietest (bevindingen bij MRI, artroscopie of artrotomie). De selectie werd verricht door twee onderzoekers, onafhankelijk van elkaar. Artikelen die niet waren geschreven in de Duitse, Engelse, Franse of Nederlandse taal werden geëxcludeerd.

Kwaliteitsbeoordeling en data-extractie.

De methodologische kwaliteit van elk onderzoek werd bepaald door twee beoordelaars, onafhankelijk van elkaar. Voor het vaststellen van de kwaliteit werd gebruikgemaakt van een checklist afgeleid van een eerdere lijst,⁷ #LIT7 en van de Cochrane Methods Group on Systematic Reviews of Screening and Diagnostic Tests (www.cochrane.org/docs/sadtdoc1.htm) <https://vpn-gw.erasmusmc.nl/+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E70627075656E61722E626574++/docs/sadtdoc1.htm>).

Data-analyse.

De gegevens werden geanalyseerd volgens het bivariate 'random effects'-model.⁸ #LIT8 Bij deze methode worden schattingen verkregen van sensitiviteit en specificiteit, waarbij de aanwezige heterogeniteit tussen de verschillende onderzoeken is verdisconteerd. De hierbij gevonden gepoolde waarden voor sensitiviteit en specificiteit werden gebruikt om de positief en negatief voorspellende waarden te berekenen bij verschillende prevalenties (= voorafkans of apriorikans) van voorstekingbandruptuur. Indien de gepoolde sensitiviteit en specificiteit op deze wijze niet konden worden berekend, werden ze geschat op grond van een samenvattende 'receiver operating characteristic'(SROC)-curve. Een dergelijke curve wordt geschat op basis van de sensitiviteit-specificiteitsparen van de afzonderlijke studies, waarbij rekening wordt gehouden met de mogelijkheid dat in verschillende onderzoeken verschillende criteria voor het positief duiden van de test zijn gebruikt.⁹⁻¹¹ #LIT9

RESULTATEN

Zoekstrategie.

De zoekactie leverde 1235 referenties op, waarvan er 17 aan de inclusiecriteria voldeden.¹²⁻²⁸ #LIT12 Hiervan betroffen 2 publicaties hetzelfde onderzoek.¹³ #LIT13 ¹⁴ #LIT14 Eén extra artikel werd gevonden door literatuurverwijzingen in de geïnccludeerde artikelen na te gaan.²⁹ #LIT29 Het uiteindelijke aantal geselecteerde onderzoeken betrof dus 17.

Kwaliteitsbeoordeling en data-extractie.

Bij geen enkel onderzoek werden de indextest (de fysisch-diagnostische test die wordt beoordeeld) en de referentietest voor een voorstekingbandruptuur onafhankelijk van elkaar (blind) beoordeeld. In alle onderzoeken op 2 na¹⁴ #LIT14 ²⁵ #LIT25 was er verificatiebias. Deze vorm van vertekening doet zich voor wanneer patiënten met afwijkende testuitslag vaker een referentietest ondergaan dan patiënten zonder afwijkende uitslag. Hierdoor wordt de sensitiviteit overschat en de specificiteit onderschat. Geen enkel onderzoek werd uitgevoerd in de eerste lijn.

Onderscheidend vermogen.

Het onderscheidend vermogen van de verschillende fysisch-diagnostische tests wordt vermeld in de tabel [/+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100850001T.jpg](http://+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100850001T.jpg). De sensitiviteit van de voorstekingbandruptuurtest voor de diagnose 'voorstekingbandruptuur' varieerde tussen 0,18 en 0,92 en de specificiteit tussen 0,78 en 0,99. Volgens het bivariate random-effectsmodel werd een gepoolde sensitiviteit berekend van 0,62 (95-BI: 0,42-0,78) en een gepoolde specificiteit van 0,88 (95-BI: 0,83-0,92).

De sensitiviteit van de Lachman-test varieerde van 0,63 tot 0,93 en de specificiteit van 0,55 tot 0,99. Volgens het bivariate random-effectsmodel was er een gepoolde sensitiviteit van 0,86 (95-BI: 0,76-0,92) en een gepoolde specificiteit van 0,91 (95-BI: 0,79-0,96).

De sensitiviteit van de pivot-shifttest (4 onderzoeken) varieerde van 0,18 tot 0,48, de specificiteit van 0,97 tot 0,99. Het bivariate random-effectsmodel kon hier niet worden toegepast, omdat hiervoor minimaal 5 onderzoeken zijn vereist. Volgens de SROC-curve was de gemiddelde sensitiviteit 0,32 en de daarbijbehorende specificiteit 0,98.

De positief en negatief voorspellende waarden van alle tests bij verschillende voorafkansen zijn weergegeven in [figuur 2](http://+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100860001F.jpg) [/+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100860001F.jpg](http://+CSCO+dh756767633A2F2F6A6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100860001F.jpg). De pivot-shifttest had de hoogste positief voorspellende waarden en de Lachman-test de hoogste negatief voorspellende waarden.

BESCHOUWING

Om tot een oordeel te komen over het onderscheidend vermogen van fysisch-diagnostische tests bij een vermoeden van een voorstekingbandruptuur werden in deze studie de bevindingen van 17 onderzoeken samengevat. Het

onderscheidend vermogen van de vaak uitgevoerde voorsteschuifladetest bleek gering te zijn. De pivot-shifftest had een goede positief voorspellende waarde, terwijl de Lachman-test een goede negatief voorspellende waarde bezat.

De voorspellende waarde van een test is afhankelijk van het vóórkomen van de aandoening in de populatie waarin de test wordt toegepast.^{30 #LIT30} Zo komt in de huisartspraktijk een voorstekruisbandletsel bij patiënten met knieklachten relatief weinig voor en dus is er sprake van een lage voorafkans. In de praktijkpopulatie van de orthopedisch chirurg daarentegen is de voorafkans relatief hoog. De kans op aanwezigheid van de aandoening na toepassing van de test wordt 'achterafkans' genoemd.

Figuur 2 [/CSCO+dh756767633A2F2F6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100860001F.jpg](#) laat de voorspellende waarden van de tests zien bij verschillende voorafkansen en geeft zo een indruk van de diagnostische winst (het verschil tussen voorafkans en achterafkans) die een testuitslag oplevert. Uit [figuur 2. /CSCO+dh756767633A2F2F6A6A2E616769742E6179++/jaargangen/2005/jpg/2005100860001F.jpg](#) valt af te lezen dat de diagnostische winst van positieve uitslagen van de pivot-shifftest en de Lachman-test vooral groot is bij relatief hoge voorafkansen. Indien bijvoorbeeld de voorafkans op een voorstekruisbandruptuur vóór toepassing van de test 60 is, neemt bij een positieve uitslag van de pivot-shifftest deze kans toe tot 96. Het omgekeerde geldt voor de voorspellende waarde van een negatieve Lachman-testuitslag. De diagnostische winst daarvan is het grootst als de voorafkans laag is. Bij een voorafkans van 30 en een negatieve uitslag van de Lachman-test, wordt de kans op een voorstekruisbandruptuur gereduceerd tot 6.

Door een aantal factoren zijn de uitkomsten van deze meta-analyse niet zonder meer te vertalen naar de praktijk. Alle geanalyseerde onderzoeken vertoonden methodologische tekortkomingen. Meestal was er verificatiebias, waardoor de sensitiviteit kan zijn overgewaardeerd. Bovendien waren alle geanalyseerde onderzoeken verricht in de tweedelijnsgezondheidszorg. Omdat huisartsen minder ervaren zijn in het uitvoeren van deze tests dan bijvoorbeeld orthopedisch chirurgen, kan men de resultaten niet zonder meer toepassen op de eerste lijn. Dit geldt vooral voor de technisch moeilijk uit te voeren pivot-shifftest.

Fysisch-diagnostische tests zullen nooit geïsoleerd worden uitgevoerd, maar altijd in combinatie met anamnese en overig lichamelijk onderzoek. Dit zal het onderscheidend vermogen van de combinatie van tests doen toenemen. Betrouwbare gegevens betreffende een dergelijke gecombineerde klinische beoordeling zijn echter niet beschikbaar.

Uit deze meta-analyse kunnen wij geen conclusie trekken over verschillen in testeigenschappen bij acute en bij chronische klachten. Waarschijnlijk zijn de meeste onderzoeken echter gedaan bij patiënten met al wat langer bestaande klachten en gelden de conclusies daarom vooral voor deze groep.

Ondanks deze kanttekeningen concluderen wij dat de bevindingen bij fysisch-diagnostisch onderzoek belangrijk blijven voor het beleid bij vermoeden van een voorstekruisbandruptuur. Dit geldt niet alleen voor de orthopedisch chirurg, maar ook voor de huisarts. De betekenis van de bevindingen is echter voor beiden verschillend. Voor de huisarts is vooral de eenvoudig uit te voeren Lachman-test van waarde. Heeft een door hem uitgevoerde Lachman-test een negatieve uitkomst, dan is de kans op een voorstekruisbandletsel zeer gering en moet een andere diagnose worden overwogen. De pivot-shifftest moet onzes inziens aan huisartsen worden afgeraden wegens de moeilijke uitvoerbaarheid.

De pivot-shifftest heeft vooral waarde in de orthopedische praktijk. Omdat daar de voorafkans op een voorstekruisbandruptuur relatief groot is, zal een positieve uitslag van deze test een voorstekruisbandletsel zeer waarschijnlijk maken en zal verdere diagnostiek van weinig meerwaarde zijn. Een negatieve pivot-shifftestuitslag levert echter nauwelijks diagnostische winst op. Heeft de Lachman-test in de orthopedische praktijk een positieve uitslag, dan maakt dat een voorstekruisbandruptuur waarschijnlijk. Is deze test negatief, dan maakt dat de aandoening weliswaar onwaarschijnlijker, maar deze is dan nog niet uitgesloten.

Het inzicht in de waarde van de fysische diagnostiek bij het voorstekruisbandletsel zal toenemen als niet alleen afzonderlijke tests worden gevalideerd, maar ook de gecombineerde klinische beoordeling. Dit is vooral van belang voor de huisarts, die zijn oordeel voornamelijk moet baseren op anamnese en lichamelijk onderzoek.

Wij doen daarom de aanbeveling om voor de eerstelijnszorg een eenvoudig diagnostisch algoritme te formuleren, waarin onder meer de Lachman-test is opgenomen. Een dergelijk algoritme kan vervolgens in een eerstelijns populatie worden gevalideerd.

Belangenconflict: geen gemeld. Financiële ondersteuning: geen gemeld.

Aanvaard op 20 September 2004

De resultaten van dit onderzoek werden eerder gepubliceerd in The Journal of Family Practice (2003;52:689-94) met als titel 'Accuracy of physical diagnostic tests for assessing ruptures of the anterior cruciate ligament: a meta-analysis'.

Hr.C.G.van der Plas, huisarts, Nieuwpoortslaan 48, 1141 BT Monnickendam.

Universitair Medisch Centrum Utrecht, Julius Centrum voor Gezondheidswetenschappen en Eerstelijns geneeskunde, Utrecht.

Hr.W.Opstelten, huisarts.

Nederlands instituut voor onderzoek van de gezondheidszorg (NIVEL), Utrecht.

Hr.dr.W.L.J.M.Devillé, arts-epidemioloog.

VU Medisch Centrum, Instituut voor Extramuraal Geneeskundig Onderzoek (EMGO Instituut), Amsterdam.

Hr.D.Bijl, arts-epidemioloog; hr.prof.dr.L.M.Bouter, epidemioloog.

Dutch Cochrane Centre en Academisch Medisch Centrum/Universiteit van Amsterdam, afd. Klinische Epidemiologie en Biostatistiek, Amsterdam.

Hr.dr.R.J.P.M.Scholten, arts-epidemioloog.

Correspondentieadres: hr.C.G.van der Plas (cgvdplas [at] xs4all [dot] nl).

Literatuur

1. Nielsen AB, Yde J. Epidemiology of acute knee injuries: a prospective hospital investigation. J Trauma 1991;31:1644-8.
2. Gillquist J, Messner K. Anterior cruciate ligament reconstruction and the long-term incidence of gonarthrosis. Sports Med 1999;27:143-56.
3. Visser JD. De knie, een consult orthopedie. Groningen: Quod vide; 2002.
4. Plas CG van der, Dingjan RA, Hamel A, Jonker JC, Postema PhJ, Smorenburg HAM, et al. Standaard Traumatische knieproblemen. Huisarts Wet 1998;41:296-300.
5. Deville WL, Bezemer PD, Bouter LM. Publications on diagnostic test evaluation in family medicine journals: an optimal search strategy. J Clin Epidemiol 2000;53:65-9.
6. Scholten RJ, Opstelten W, Plas CG van der, Bijl D, Deville WL, Bouter LM. Accuracy of physical diagnostic tests for assessing ruptures of the anterior cruciate ligament: a meta-analysis. J Fam Pract 2003;52:689-94.
7. Irwig L, Macaskill P, Glasziou P, Fahey M. Meta-analytic methods for diagnostic test accuracy. J Clin Epidemiol 1995;48:119-30.
8. Houwelingen JC van, Arends LR, Stijnen T. Advanced methods in meta-analysis: multivariate approach and meta-regression. Stat Med 2002;21:589-624.
9. Midgette AS, Stukel TA, Littenberg B. A meta-analytic method for summarizing diagnostic test performances: receiver-operating-characteristic-summary point estimates. Med Decis Making 1993;13:253-7.
10. Deville WL, Buntinx F, Bouter LM, Montori VM, Vet HC de, Windt DA van der, et al. Conducting systematic reviews of diagnostic studies: didactic guidelines. BMC Med Res Methodol 2002;2:9.
11. Moses LE, Shapiro D, Littenberg B. Combining independent studies of a diagnostic test into a summary ROC curve: data-analytic approaches and some additional considerations. Stat Med 1993;12:1293-316.
12. Warren RF, Marshall JL. Injuries of the anterior cruciate and medial collateral ligaments of the knee. A retrospective analysis of clinical records – part I. Clin Orthop 1978;136:191-7.

13. Noyes FR, Bassett RW, Grood ES, Butler DL. Arthroscopy in acute traumatic hemarthrosis of the knee. Incidence of anterior cruciate tears and other injuries. *J Bone Joint Surg* 1980;62:687-95.
14. Noyes FR, Paulos L, Mooar LA, Signer B. Knee sprains and acute knee hemarthrosis: misdiagnosis of anterior cruciate ligament tears. *Phys Ther* 1980;60:1596-601.
15. Braunstein EM. Anterior cruciate ligament injuries: a comparison of arthrographic and physical diagnosis. *Am J Roentgenol* 1982;138:423-5.
16. Sandberg R, Balkfors B, Henricson A, Westlin N. Stability tests in knee ligament injuries. *Arch Orthop Trauma Surg* 1986;106:5-7.
17. Tonino AJ, Huy J, Schaafsma J. The diagnostic accuracy of knee testing in the acutely injured knee. Initial examination versus examination under anaesthesia with arthroscopy. *Acta Orthop Belg* 1986;52:479-87.
18. Harilainen A. Evaluation of knee instability in acute ligamentous injuries. *Ann Chir Gynaecol* 1987;76:269-73.
19. Lee JK, Yao L, Phelps CT, Wirth CR, Czajka J, Lozman J. Anterior cruciate ligament tears: MR imaging compared with arthroscopy and clinical tests. *Radiology* 1988;166:861-4.
20. Steinbrück K, Wiehmann JC. Untersuchung des Kniegelenks. Wertigkeit klinischer Befunde unter arthroskopischer Kontrolle. *Z Orthop Ihre Grenzgeb* 1988;126:289-95.
21. Anderson AF, Lipscomb AB. Preoperative instrumented testing of anterior and posterior knee laxity. *Am J Sports Med* 1989;17:387-92.
22. Cooperman JM, Riddle DL, Rothstein JM. Reliability and validity of judgments of the integrity of the anterior cruciate ligament of the knee using the Lachman's test. *Phys Ther* 1990;70:225-33.
23. Hardaker jr WT, Garrett jr WE, Bassett 3rd FH. Evaluation of acute traumatic hemarthrosis of the knee joint. *South Med J* 1990;83:640-4.
24. Boeree NR, Ackroyd CE. Assessment of the menisci and cruciate ligaments: an audit of clinical practice. *Injury* 1991;22:291-4.
25. al-Duri Z. Relation of the fibular head sign to other signs of anterior cruciate ligament insufficiency. A follow-up letter to the editor. *Clin Orthop* 1992;275:220-5.
26. Rubinstein jr RA, Shelbourne KD, McCarroll JR, VanMeter CD, Rettig AC. The accuracy of the clinical examination in the setting of posterior cruciate ligament injuries. *Am J Sports Med* 1994;22:550-7.
27. Richter J, David A, Pape HG, Ostermann PA, Muhr G. Diagnostik der akuten vorderen Kreuzbandruptur. Wertigkeit der Sonographie als Ergänzung zur klinischen Untersuchung. *Unfallchirurg* 1996;99:124-9.
28. Schwarz W, Hagelstein J, Minholz R, Schierlinger M, Danz B, Gerngross H. Manuelle Sonometrie des Kniegelenks. Eine praxisnahe Methode zur Diagnostik der frischen Ruptur des vorderen Kreuzbandes. *Unfallchirurg* 1997;100:280-5.
29. Torg JS, Conrad W, Kalen V. Clinical diagnosis of anterior cruciate ligament instability in the athlete. *Am J Sports Med* 1976;4:84-93.
30. Knottnerus JA, Leffers P. The influence of referral patterns on the characteristics of diagnostic tests. *J Clin Epidemiol* 1992;45:1143-54.