

Maya Rosvoll

---

**Inter-tester reliabilitet av 2-  
dimensjonale målinger i frontalplan  
ved ettbens knebøy og tobens  
fallhopp på kvinnelige elite håndball-  
og fotballspillere**

*- En metodologisk studie*

---

Masteroppgave i  
Seksjon for  
Norges idrettshøgskole, 2017



## Sammendrag

**Introduksjon:** Overdreven dynamisk knevalgus under hopp og landinger og raske retningsendringer er blitt assosiert med fremre korsbåndskade. I en prospektiv kohortstudie ved senter for idrettsskedeforskning er formålet å identifisere kvinnelige elite håndball- og fotballspillere i risiko for en korsbåndskade. Ettbens knebøy og tobens fallhopp kan være to gode og nyttige tester til å screene spillere med økt knevalgus og identifisere spillere med risiko for skaden. Målet med denne metodestudien var å undersøke inter-tester reliabiliteten av ulike 2-dimensjonale målinger til å beregne frontalplan knebevegelse under ettbens knebøy og tobens fallhopp, som en del av hovedstudien.

**Metode:** Vi inkluderte videoanalyser av 20 kvinnelige elite håndball- og fotballspillere (N=11 håndballspillere og 9 fotballspillere; alder: {Gjennomsnitt  $\pm$  standardavvik} 21.1  $\pm$ 2.8 år, høyde: 171.2  $\pm$ 5.8 cm, vekt: 67 $\pm$ 7.4 kg). Fire testere utførte analyser på ettbens knebøy høyre side og tobens fallhopp initial contact (IC) og peak knee flexion (PF). Gjennomsnittet av tre forsøk var valgt for analyse. Vi beregnet frontalplanvinkel (FPPV), kneets frontalplanposisjon (FPP), lateralt bekkentilt (LB) ved ettbens knebøy, og FPPV, FPP og kne-ankel (KAR)- og kne-hofte separasjonsratio (KHR) ved tobens fallhopp. Inter-tester reliabiliteten kalkulerte vi med ICC, Spearman's rho og SEM.

**Resultater:** Variablene målt ved ettbens knebøy viste en ICC verdi som rangerte fra 0.77-0.88. Variablene ved tobens fallhopp viste en ICC verdi som varierte fra 0.85-0.91 ved IC og 0.91-0.94 ved PF. Rang-korrelasjonen koeffisienten varierte fra 0.7-0.8. SEM av lateralt bekkentilt var 1.7°, mens SEM varierte fra 4-7° for FPPV og 1.6-3% for FPP ved ettbens knebøy og tobens fallhopp, men KAR var 0.1 og KHR var 0.3 ved tobens fallhopp.

**Konklusjon:** ICC verdiene for alle variablene målt ved ettbens knebøy og tobens fallhopp (IC og PF) viste utmerket reliabilitet. 2D-målingene som vi benyttet i denne studien har potensialet til å brukes som akseptable målinger i screeningen av knevalgus hos kvinnelige elite håndball- og fotballspillere. Dette gjelder når bevegelsene foregår primært i frontalplan.

# Innholdsfortegnelse

<b>Sammendrag</b>	2
<b>Forord</b>	5
<b>1.0 Introduksjon</b>	6
<b>1.1 Formål med studien</b>	8
<b>2.0 Teori</b>	9
<b>2.1 Kneets anatomi</b>	9
<b>2.3 Fremre korsbånd</b>	10
<b>2.4 Skademekanisme for ikke-kontakt korsbåndskade</b>	10
2.4.1 Kontakt versus ikke-kontakt skade	12
2.4.2 Spillesituasjon	12
2.4.3 Biomekaniske faktorer	12
<b>2.5 Risikofaktorer</b>	13
2.5.1 Hvorfor identifisere risikofaktorer for korsbåndsskader	13
2.5.2 Ytre risikofaktorer	13
2.5.3 Indre risikofaktorer	14
<b>2.6 Screening av underekstremitetene</b>	18
<b>2.7 Målemetode</b>	20
2.7.1 Reliabilitet	20
2.7.2 Intra-tester og inter-tester reliabilitet	20
2.7.3 Systematisk og tilfeldig målefeil	21
2.7.4 Beregning av reliabilitet	24
2.7.5 Sentralgrenseteoremet	26
<b>2.8 Screeningsundersøkelsene: Tobens fallhopp og ettbens knebøy</b>	27
2.8.1 Ettbens knebøy og tobens fallhopp	27
2.8.2 Validitet av 2D-videoanalyse	27
2.8.3 Reliabilitet av 2D-videoanalyse ved ettbens knebøy og tobens fallhopp	29
<b>3.0 Metode</b>	32
<b>3.1 Studiedesign</b>	32
<b>3.2 Utvalg</b>	32
<b>3.3 Analyseteamet</b>	32
<b>3.4 Screeningstestene</b>	33

3.4.1 Ettbens knebøy	33
3.4.2 Tobens fallhopp	34
<b>3.5 2D-videoanalyse</b>	34
3.5.1 Prosedyrer før reliabilitetsanalysen	34
3.5.2 Reliabilitetsanalysen	36
3.5.3 Kalkulering av variablene	37
<b>3.6 Statistiske analyser</b>	38
<b>3.7 Etikk</b>	39
<b>3.8 Oppbevaring av data</b>	39
<b>4.0 Resultat</b>	40
<b>4.1 Karakteristika av utvalget</b>	40
<b>4.2 Deskriptive analyser</b>	40
4.2.1 Absolutte forskjeller i målingene	40
4.2.2 Visuell presentasjon av spredningen mellom testerne	42
<b>4.3 Inter-tester reliabilitet til målemetodene</b>	45
4.3.1 Absolutt reliabilitet for ettbens knebøy og tobens fallhopp - IC og PF	46
<b>5.0 Diskusjon</b>	47
<b>5.1 Ettbens knebøy og tobens fallhopp IC og PF</b>	47
<b>5.2 Identifisering av høy-risiko spillere</b>	50
<b>5.3 Resultatenes implikasjoner</b>	51
<b>5.4 Sammenligning av resultater</b>	53
<b>5.5 Metodebegrensning</b>	55
5.5.1 Testprosedyre	55
5.5.2 Analyseteamet	58
5.5.3 Studiedesign	58
5.5.4 Utvalget	59
5.5.5 Valg av statistiske metoder	60
<b>6.0 Konklusjon</b>	63
<b>7.0 Litteraturliste</b>	64
<b>Tabelloversikt</b>	81
<b>Figuroversikt</b>	81
<b>Forkortelser</b>	82
<b>Vedlegg</b>	83

## Forord

Masterstudiet har vært både utfordrende, spennende og ikke minst lærerikt. Disse to årene har vært med på å utvikle meg som person og har gitt meg økt kompetanse innenfor fagområde, idrettsfysioterapi. Jeg har truffet mange hyggelig mennesker, både medstudenter, lærere og andre som jobber på NIH.

Prosjektet jeg har vært en del av – en prospektiv kohortstudie på risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elite håndball- og fotballspillere, har økt min kompetanse innenfor flere områder. I denne sammenheng kan nevnes; større kunnskap innenfor feltet, økt forståelse for forskning og ikke minst den valgte metoden i oppgaven. Det har vært en glede å være en del av forskningsprosjektet.

Først av alt vil jeg takke mine to veiledere Tron Krosshaug og Agnethe Nilstad for å ha guidet meg gjennom denne prosessen, og for de gode og konstruktive samtalene.

En stor takk til de tre som testet for prosjektet mitt, Sólveig Þórarinsdóttir, Agnethe Nilstad og Stein By Strømnes.

Ut over dette er det flere andre personer som bør takkes:

Stein By Strømnes for behjelpelighet med sine datakunnskaper.

Ingar Holme for sine gode statistiske råd underveis.

Medstudenter for gode og nyttige samtaler.

Oslo, Mai 2017

Maya Rosvoll

## 1.0 Introduksjon

Akutte kneskader utgjør ca. 5% av alle akutte skader innen idretten, der 10% av disse skadene er menisk-og fremre korsbåndskader (Bahr, McCrory, LaPrade, Meeuwisse, & Engebretsen, 2014). Fremre korsbåndskade har en årlig insidens på 2-5/10 000, der 50% er idrettsrelaterte skader. Ettersom en høy andel av korsbåndskadene behandles uten kirurgi er den faktiske forekomsten sannsynligvis høyere (Bahr et al., 2014). En korsbåndskade representerer en stor utfordring og bekymring innen idrett på grunn av de alvorlige konsekvensene som følger skaden, som fravær fra idretten, redusert prestasjon og store økonomiske kostnader for samfunnet (Bahr et al., 2014; Gottlob, Baker, Pellissier, & Colvin, 1999). Den langvarige konsekvensen kan være enda større, med en økt risiko for tidlig kneartrose, redusert knefunksjon og smerter (Lohmander, Ostenberg, Englund, & Roos, 2004; Oiestad, Engebretsen, Storheim, & Risberg, 2009). Hos kvinner med tidligere korsbåndskade har en studie rapportert at opptil 50% får kneartrose, ti år etter skaden (Bahr og Myklebust 2005).

I Norge har fotball og håndball blitt de to mest populære lagidrettene for kvinner (Fasting & Sand, 2009; Tegnander, Olsen, Moholdt, Engebretsen, & Bahr, 2008). Den økte kvinnelige deltagelse har samtidig ført til en økning i korsbåndskader (Laible & Sherman, 2014). I ballidretter, som involverer raske finter, retningsforandringer og hopp/landing er skaden et økende, alvorlig problem. Både fotball og håndball er idretter som foregår med høy intensitet, der det utføres utallige repetisjoner av disse bevegelsene, både i trening og kamp (Mihata, Beutler, & Boden, 2006). Til tross for at disse bevegelsene og spillesituasjonene er like hos menn og kvinner, viser epidemiologiske studier at insidensen for en korsbåndskade er opp til 3 ganger høyere for kvinner enn menn, i samme idrett (Prodromos, Han, Rogowski, Joyce, & Shi, 2007; Waldén, Hägglund, Werner, & Ekstrand, 2011). Årsaken til dette er foreløpig ikke tilstrekkelig dokumentert, men flere teorier er foreslått angående de anatomiske, hormonelle, biomekaniske, og nevromuskulære forskjellene som er mellom menn og kvinner (Gould, Hooper, & Strauss, 2016).

For å kunne identifisere personer med risiko for en skade, samt å utvikle skadeforebyggende programmer er det helt avgjørende å ha en forståelse av både mekanismen og risikofaktorene til skaden (Bahr & Krosshaug, 2005). En korsbåndskade rammer særlig yngre idrettsaktive

personer, og i de aller fleste tilfeller oppstår skaden i situasjoner uten direkte kontakt (Mihata et al., 2006; Toth & Cordasco, 2001). Den vanligste skadesituasjon som er observert inkluderer ofte en finte/retningsendring eller ved landing etter hopp. Disse spillesituasjonene involverer kne-valgus/-varus, rotasjonsmomenter og fremre translasjonskrefter (Boden, Dean, Feagin, & Garrett, 2000; Koga, Nakamae, Shima, Iwasa, Myklebust, Engebretsen, ... Krosshaug, 2010; Krosshaug, Nakamae, Boden, Engebretsen, Smith, Slauterbeck, ... Bahr, 2006; Olsen, Myklebust, Engebretsen, & Bahr, 2004). Flere risikofaktorer er foreslått i litteraturen, men det er rapportert motstridende data ved nesten alle faktorer (Alentorn-Geli, Myer, Silvers, Samitier, Romero, Lázaro-Haro, & Cugat. 2009a).

En mulig faktor som antas å predisponere kvinnelige utøvere til en korsbåndsskade er tilstedeværelsen av dynamisk knevalgus (DKV) ved landing etter hopp og retningsendringer (Hewett, Myer, Ford, Heidt, Colosimo, McLean, ... Succop., 2005). DKV er et bevegelsesmønster som kan karakteriseres med overdreven kneabduksjon og utoverrotasjon av tibia, kombinert med hoftedduksjon- og innoverrotasjon. Dette mønsteret er typisk observert hos kvinner (Kernozek, Torry, VAN Hoof, Cowley, & Tanner, 2005). Det er en økende evidensen om at knevalgus er en risikofaktor for korsbåndsskade og det motiverer behovet til å identifisere kvinnelige utøvere med dette bevegelsesmønster.

Ettbens knebøy og tobens fallhopp kan være to gode og nyttige tester til å screene spillere med økt risiko for en korsbåndsskade. Knevalgus er ofte benyttet som et mål vurdert ved bruk av ulike metoder, som 2D-videoanalyse, 3D-bevegelsesanalyse og subjektiv vurdering (Chmielewski, Hodges, Horodyski, Bishop, Conrad, & Tillman, 2007; Ekegren, Miller, Celebrini, Eng, & Macintyre, 2009; Hewett et al., 2005; Krosshaug, Steffen, Kristianslund, Nilstad, Mok, Myklebust, ... Bahr, 2016; McLean, 2005; Stensrud, Myklebust, Kristianslund, Bahr, & Krosshaug, 2011). En observasjonell analyse er en kostnadseffektiv metode i screening av knevalgus, der man visuelt kan estimere knevalgus i frontalplan. Det vil derimot være mer objektivt å produsere 2D-målinger enn visuell observasjon, som i tillegg regnes for å være en kostnadseffektiv metode i vurderingen av kneposisjon i frontalplan. For at vi kan kunne stole på testresultater er vi avhengig av at de testene vi benytter oss av er både reliable, valide og sensitive for endringer over tid (Portney & Watkins, 2009). Frontalplans projeksjonsvinkel av kneet, FPPV, er et mål på knevalgus som ofte beregnes med 2D-



videoanalyse, da den har vist seg å være et valid og reliabel måleinstrument av underkstremitetenes dynamiske knevalgus (DKV) (Munro, Herrington, & Carolan, 2012).

Studien til Stensrud et al., (2011) er gjennomført som en del av testingen for en prospektive kohortstudie ved senter for idrettsskadeforskning. Studien undersøkte intra-tester og test-retest reliabiliteten av 2D FPPV, både ved ettbens knebøy og tobens fallhopp. En begrensning med denne studien er mangel på vurdering av inter-tester reliabiliteten (Stensrud et al., 2011).

Studier som har undersøkt inter-tester reliabiliteten av 2D-målinger ved tobens fallhopp har benyttet flere ulike variabler som mål på knevalgus, herunder FPPV, kne-ankel separasjonsratio og kne separasjonsdistanse (Mizner, Chmielewski, Toepke, & Tofte, 2012; Ortiz, Rosario-Canales, Rodríguez, A., Seda, Figueroa, & Venegas-Ríos, 2016). I studien til Krosshaug et al., (2016) beregnet de blant annet medial plassering av kneet, som mål i frontalplan ved bruk av 3D-bevegelsesanalyse (Krosshaug et al., 2016). Det er derimot ingen studier som har rapportert angående denne variabelen ved bruk av 2D-videoanalyse. Det er heller ikke publisert studier som undersøker inter-tester reliabiliteten av 2D-målinger ved ettbens knebøy.

Screening i denne studien er basert på 2D-videoanalyse av ettbens knebøy og tobens fallhopp.

## **1.1 Formål med studien**

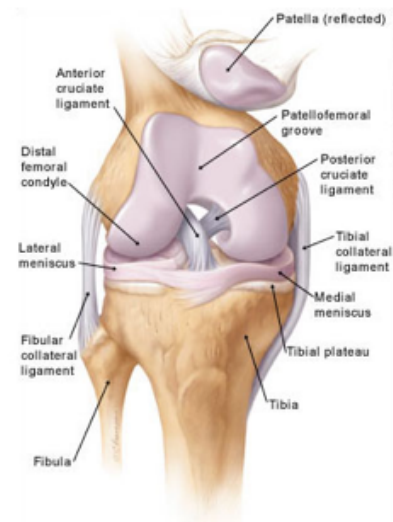
Formålet med denne studien er å undersøke inter-tester reliabiliteten av ulike 2D-videobaserte variabler i frontalplan ved ettbens knebøy og tobens fallhopp på kvinnelige elite håndball- og fotballspillere. Vi har valgt tre variabler ved ettbens knebøy: Frontalplans projeksjonsvinkel (FPPV), frontalplanposisjon (FPP) og lateralt bekkentilt. For tobens fallhopp har vi valgt fire variabler: FPPV, FPP, kne-ankel separasjonsratio og kne-hofte separasjonsratio. Vi har valgt å analysere spillerens første bakkeberøring (initial contact) og dypeste punkt (peak knee flexion).

## 2.0 Teori

### 2.1 Kneets anatomi

Kneleddet, art. genus, er kroppens største og mest kompliserte bygde ledd (Dahl & Rinvik, 2010). Kneleddet dannes av lårbenet, skinnebeinet og kneskålen. I kneleddet artikulerer lårbenet (femur) både med kneskålen (patella) og skinnebeinet (tibia), som danner et patellafemoral- og tibiafemoralledd. De to leddforbindelsene utgjør til sammen et modifisert hengselledd (Dahl & Rinvik, 2010).

I tibiafemoralleddet artikulerer et leddhode, som dannes av lårbenskondylene, med to leddskåler, som dannes av kondylene på tibia. Leddets normale funksjon forutsetter stabilitet både i strakt og bøyd stilling, og denne stabiliteten sikres av en kraftig kapsel, to menisker, to sidebånd og to korsbånd (Bojsen-Møller, Tranum-Jensen, & Simonsen, 2011). Formen på femurkondylenes leddflater er mer krummet baktill enn fortil, som gjør at kneleddet har mange rotasjonsakser. Mekanisk sett kan kneleddet betegnes som et hengselledd, hvor hovedbevegelsen er fleksjon-ekstensjon, men når kneleddet er bøyd vil avstanden mellom rotasjonsaksen og leddflaten være minst, og det vil kunne foregå en viss innover- og utoverrotasjon (Bojsen-Møller et al., 2011). Leddet har seks frihetsgrader, der bevegelsene foregår i tre uavhengige translasjoner og rotasjoner. Translasjonene skjer i anterior og posterior, medial og lateral og proksimal og distal retning. Rotasjonene som foregår mellom tibia og femur skjer som fleksjon-ekstensjon i sagittalplanet, innover- og utoverrotasjon i transversalplanet og abduksjon-adduksjon i frontalplanet (Goodfellow & O'Connor, 1978; Takeda, Xerogeanes, Livesay, Fu, & Woo, 1994). Rotasjonene i kneet vil begrenses av sideleddbåndene og de to korsbåndene (Dahl & Rinvik, 2010).



**Figur 1: Kneets anatomi**  
(Medchrome.com)

I stående stilling vil ikke femur stå helt vinkelrett på tibia. Den longitudinelle aksene i underekstremitetene går normalt fra midten av leddhodet på femur, gjennom kneleddsenteret til midten av ankelleddet. Den vertikale akse på femur avviker med ca. 10 grader fra den vertikale akse på tibia. Derfor vil den fysiologiske abduksjonsvinkelen i frontalplan vanligvis

være mellom 170-175° hos voksne (Dahl & Rinvik, 2010). Dersom denne vinkelen er mindre enn 170°, vil det gi en valgusvinkel, hvor den mekaniske akse vil ligge lateralt for kneleddsenteret. Det motsatte er når aksene ligger medialt for leddsenteret og vinkelen blir større enn 180°. Dette vil gi en varusvinkel. Kvinner vil som regel ha en mindre abduksjonsvinkel enn menn, da kvinner ofte har et bredere bekken og kortere lårbein (Dahl & Rinvik, 2010). Q-vinkelen er et annet objektiv mål på kneets valgitet og dannes av en linje fra tuberositas tibia til midten av patella og en linje fra midten av patella til spina iliaca anterior superior (SIAS). Kvinner har normalt en større Q-vinkel enn menn (12-16° hos kvinner og 8-10° hos menn) (Dahl & Rinvik, 2010).

### **2.3 Fremre korsbånd**

Et av de fire store ligamentene i kneet som fester tibia til femur, er det fremre korsbåndet. Båndet utspringer fra area interkondylaris og fester seg baktil på den mediale siden av den laterale femurkondyl, ved fossa interkondylaris (Dahl & Rinvik, 2010). Korsbåndet kan deles inn i to bunter, den anteriomediale- og den posteriolaterale bunt. De to fiberbuntene vil forlenges forskjellig når kneet beveges. Den anteromediale bunt vil forlenges når kneet beveges i en fleksjon, der den posteriomediale bunt vil være slakk. Motsatt vil denne bunt forlenges ved ekstensjon, der den anteriomediale bunt vil være slakk. Korsbåndet vil dermed være stramt gjennom store deler av bevegelsesbanen, grunnet de to ulike buntene (Noyes, 2009).

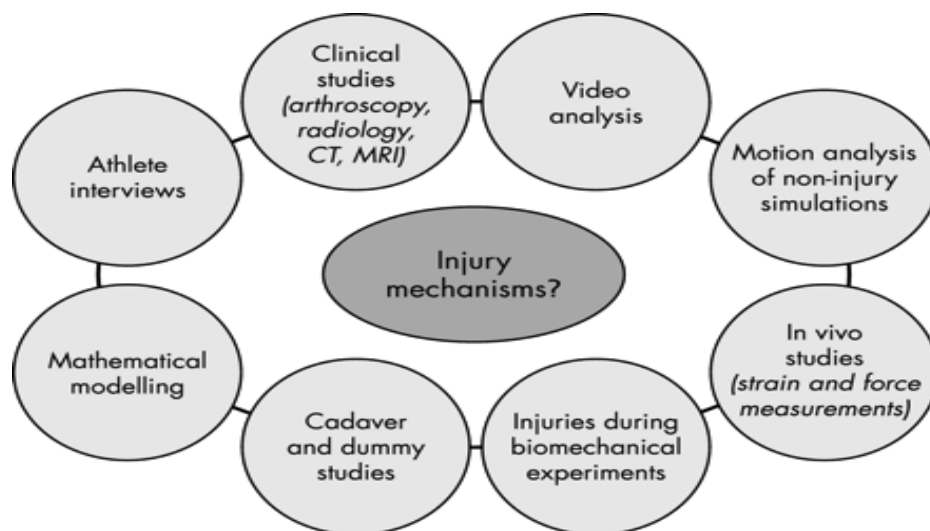
Det fremre korsbåndet er et viktig stabiliserende element for kneet, og vil forhindre en fremre translasjon av tibia og kontrollerer rotasjonsbevegelsene av tibia under femur (Takeda et al., 1994). Ligamentet bidrar til 87% av den totale støtten ved 30 graders fleksjon, og 85% støtte ved 90 graders fleksjon (Butler, Noyes, & Grood, 1980). Andre strukturer som også bidrar i å hindre en tibial translasjon fremover relativt til femur er det iliotibiale bånd, kapselen og de kollaterale ligamentene (Noyes, 2009).

### **2.4 Skademekanisme for ikke-kontakt korsbåndskade**

Skal man forstå hvorfor en skade oppstår er det viktig med en presis beskrivelse av skademekanismen. Dette er en nødvendig faktor når skadeforebyggende programmer skal

utvikles (Bahr & Krosshaug, 2005). Til å kartlegge og beskrive mekanismen for en korsbåndskade kan ulike metodiske tilnæringer benyttes; intervju, videoanalyse, kliniske studier, in vivo og kadaver studier, matematiske simulasjoner av skadesituasjon eller målinger/estimeringer fra en nær skadesituasjon. For å få en helhetlig og detaljert analyse av skademekanismen har bruken av videoanalyse vist seg å være en fordel, da den også, vanligvis, er den eneste måten å vurdere kinematisk informasjon fra det aktuelle skadetilfellet (Renstrom, Ljungqvist, Arendt, Beynnon, Fukubayashi, Garrett, W., ... Engebretsen, 2008). Flere studier har benyttet denne metoden til å studere korsbåndskader og skademekanisme i idretter som basketball, fotball og håndball (Boden et al., 2000; Krosshaug et al., 2006; Olsen, Myklebust, Engebretsen & Bahr, 2004).

En beskrivelse av mekanismen til en korsbåndskade bør både forklare årsaken til den utløsende hendelsen, herunder spillesituasjon, spiller og motstanders atferd, samt inneholde informasjon angående ledd og kroppens biomekanikk ved skadetidspunktet (Bahr & McCrory, 2014).



**Figur 2:** Metodiske tilnæringer for å kartlegge skademekanismen (Krosshaug et al., 2005)<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Fra Artikkeltittel av T.K., 2005, *Research approaches to describe the mechanisms of injuries in sport: limitations and possibilities*, 39, s. 331. Copyright 2005 Tron Krosshaug. Gjengitt med tillatelse.

### 2.4.1 Kontakt versus ikke-kontakt skade

I litteraturen er en ikke-kontakt skade definert som en skade som oppstår i fravær av fysisk kontakt med en annen spiller (Alentorn-Geli et al., 2009a). Det er en relativ enighet i litteraturen om at ca. 70% av alle korsbåndskader, hos både kvinner og menn, er ikke-kontakt skader (Agel, Arendt, & Bershadsky, 2005; Hewett, Myer, & Ford, 2006).

### 2.4.2 Spillesituasjon

En ikke-kontakt korsbåndskade opptrer ofte i situasjoner der en spiller utfører fintebevegelser, raske retningsendringer, eller ved landing etter hopp med kneet nær full ekstensjon, samtidig med at foten er i kontakt med underlaget. Landing etter hopp er identifisert som en hyppig skadesituasjon i både håndball, basketball, fotball og volleyball (Krosshaug et al., 2006; Olsen et al., 2004; Stuelcken, Mellifont, Gorman, & Sayers, 2016; Waldén et al., 2015).

### 2.4.3 Biomekaniske faktorer

Det er flere ulike teorier angående mekanismen for en ikke-kontakt korsbåndskade som er nevnt i litteraturen, men pga. manglende evidens er det fortsatt ikke enighet angående skademekanismen (Koga et al., 2010). Flere studier har poengtert at korsbåndet er mest sårbar og utsatt for skade når kneet er nær full ekstensjon (Alentorn-Geli et al., 2009a; Brophy, Stepan, Silvers, & Mandelbaum, 2015; Olsen et al., 2004). En situasjon som hyppig blir nevnt i litteraturen er overdreven rotasjon og valgus i kneet samtidig med at kneet er nær full ekstensjon (Olsen et al., 2004). Økt DKV har vist seg å være en viktig komponent i mekanismen bak ikke-kontakt korsbåndskade (Hewett et al., 2005; Koga et al., 2010; Krosshaug et al., 2006). Hos kvinner, sammenlignet med menn, er det også ved landing etter hopp observert en større innoverrotasjon og adduksjon av hoften og utoverrotasjon av tibia, som igjen kan fremprovosere til en økt DKV (Boden et al., 2000; Krosshaug et al., 2006a; Stuelcken et al., 2016). I studien til Koga et al., (2010) ble det observert et ganske likt bevegelsesmønster hos kvinnelige håndball- og basketballspillere som pådro seg en korsbåndskade. Skaden inntraff innen 40 millisekunder etter at foten var i kontakt med underlaget (initial contact), der kneet hadde en minimal fleksjonsvinkel ( $< 23^\circ$ ). Alle spillerne hadde økt knevalgus (gjennomsnitt på  $12^\circ$ ), samtidig med at kneet roterte innover under de

---

første 40 millisekundene (Koga et al., 2010).

Den største isolerte kraften som er assosiert med en korsbåndskade er den fremre translasjonskraften, som er foreslått til å være størst ved 20-30° knefleksjon. Studier har samtidig rapportert at en fremover translasjon av tibia, i kombinasjon med valgus og rotasjon av kneet vil kunne påføre en enda større kraft på korsbåndet (Alentorn-Geli et al., 2009a).

## **2.5 Risikofaktorer**

### **2.5.1 Hvorfor identifisere risikofaktorer for korsbåndsskader**

Det er viktig å undersøke risikofaktorer, både for å få økt forståelse om hvorfor skaden oppstår og for å hjelpe med å forutse hvem som er i risiko for skade (Bahr, 2016). Forskning har i dag mer fokus på risikofaktorer og skademekanisme assosiert med korsbåndskade, da man vet at konsekvensene for en denne skaden er stor (Sturnick, Vacek, DeSarno, Gardner-Morse, Tourville, Slauterbeck, ... Beynnon, 2015).

Risikofaktorene deles ofte inn i indre og ytre faktorer. De indre faktorene er relatert til utøveren selv, mens de ytre faktorene er faktorer som påvirker utøveren fra omgivelsene (Bahr et al., 2014; Hägglund & Waldén, 2016; Hewett, Ford, Hoogenboom, & Myer, 2010; Hewett, Myer & Ford, 2006; Renstrom et al., 2008). Det er fortsatt manglende evidens når det gjelder de ytre og indre risikofaktorene for en korsbåndskade. En viktig årsak til det kan være at tidligere forskning har studert ulike variabler separert. I nyere forskning forklares den manglende overenstemmelsen med at årsaken mest sannsynlig er sammensatt av flere faktorer (Laible & Sherman, 2014).

### **2.5.2 Ytre risikofaktorer**

Det er manglende kjennskap og overenstemmelse når det gjelder de ytre risikofaktorene (Griffin, 2006; Renstrom et al., 2008). Faktorene som er nevnt i litteraturen og som kan ha en innvirkning på skaderisikoen inkluderer: klima, underlag, posisjon på banen og spillnivå (Alentorn-Geli et al., 2009a; Griffin, 2006; Renstrom et al., 2008; Smith, Vacek, Johnson, Slauterbeck, Hashemi & Beynnon, 2012a). Flere av disse faktorene influeres av interaksjonen mellom sko og underlag, som blir nevnt til å være en sentral risikofaktor. Nivået av friksjon

mellom sko og underlag kan stamme fra flere kilder: type sko, type underlag: gress/kunstgress, tregulv/kunstdekke eller vått/tørt underlag (Smith et al., 2012a). I studien til Olsen et al. (2003), med både mannlige og kvinnelige håndballspillere, rapporterte at risikoen for en korsbåndskade var større på kunstdekke enn parkett, men kun hos kvinner (Olsen, Myklebust, Engebretsen, Holme, & Bahr, 2003). Studien har derimot flere metodologiske begrensninger, og resultatene bør tolkes med forsiktighet. Når gjelder kjønnsforskjellen og antall skader var det for eksempel betydelig flere kvinner med i studien, samtidig var det færre skader blant menn (9 versus 44 skader), som igjen kan ha påvirket resultat. Flere studier forklarer at en mulig årsak til at flere skader oppstår på denne type underlag er at friksjonen mellom sko og underlag er større på kunstdekke (Olsen et al., 2003).

Studier har også foreslått andre underlagsforhold som viktige faktorer ifh.t risikoen til korsbåndskader. Skadeinsidens har vist seg å være større på tørt underlag sammenlignet med vått underlag, som også kan ha med friksjonen å gjøre (Orchard, Seward, McGivern, & Hood, 2001; Scranton, Whitesel, Powell, Dormer, Heidt, Losse, & Cawley, 1997). Forskning på værforhold, spilleunderlag, valg av sko og underlagsforhold og risikoen for en korsbåndskade er derimot begrenset (Laible & Sherman, 2014).

Hvilket nivå og posisjon en spiller har på banen kan også ha en betydning for risiko av en korsbåndskade. En nylig kohortstudie rapporterte en større skadeinsidens hos spillere på et høyt nivå enn lavt, med en relativ risiko på 2.38 (høyskole versus ungdomsskole) (Beynon et al., 2014). Det er i tillegg rapportert flere skader i forsvarssituasjoner, der også flere kvinner pådro seg en korsbåndskade, enn menn (Brophy et al., 2015)

### 2.5.3 Indre risikofaktorer

Indre risikofaktorer inkluderer; anatomiske, hormonelle, biomekaniske og nevromuskulære faktorer (Alentorn-Geli et al., 2009a; Griffin, 2006; Murphy, 2003; Renstrom et al., 2008)

#### ***Anatomiske og hormonelle faktorer***

Flere anatomiske risikofaktorer er blitt assosiert med en økt risiko for ikke-kontakt korsbåndskade, herunder redusert interkondylær notch bredde og korsbåndstørrelse (Chandrashekar, Slauterbeck, & Hashemi, 2005; Shelbourne, Davis, & Klootwyk, 1998), økt

Q-vinkel (Mizuno, Kumagai, Mattessich, Elias, Ramrattan, Cosgarea & Chao, 2001), posterior tibial helning (Hashemi, Chandrashekar, Mansouri, Gill, Slauterbeck, Schutt, ... Beynnon, 2010; Ristić, Maljanović, Pericin, Harhaji, & Milankov, 2014), genu recurvatum (hypermobilitt) og leddlaksitet (Boguszewski, Cheung, Joshi, Markolf, & McAllister, 2015), og økt pronasjon av foten (Alentorn-Geli et al., 2009a; Allen & Glasoe, 2000). Det er derimot svært få av disse anatomiske faktorene som har vist seg å være direkte korrelert med en økt risiko for en ikke-kontakt korsbåndskade (Griffin et al., 2000; Laible & Sherman, 2014).

Det er derimot viktig å ha kjennskap til ulikhetene som finnes mellom kvinner og menn. Sammenlignet med menn, har kvinner vist å ha en økt posterior tibial helning, knelaksitet, Q-vinkel, fotpronasjon, og redusert interkondylær notch bredde og korsbåndstørrelse (Allen & Glasoe, 2000; Boguszewski, Cheung, Joshi, Markolf, & McAllister, 2015; Chandrashekar et al., 2005; Dienst et al., 2007; Hashemi et al., 2010; Shelbourne, Davis, & Klootwyk, 1998; Uhorchak, Scoville, Williams, Arciero, St Pierre & Taylor, 2003). I studien til Chandrashekar et al., (2005) ble det observert kjønnsforskjeller ved strukturen av korsbåndet, der kvinners korsbånd var signifikant kortere og hadde tynnere tverrsnittsareal og volum, sammenlignet med menn. Et mindre ligament vil kunne være mer utsatt for skade, sammenlignet med et tykkere og lengre ligament (Chandrashekar et al., 2005). I tillegg rapporterte en studie at kvinner med både redusert interkondylær notch bredde og korsbåndstørrelse, høy BMI og økt knelaksitet hadde større risiko for en skade, sammenlignet med kvinner hvor kun en eller ingen av faktorene var tilstede (Uhorchak et al., 2003).

Ved de hormonelle risikofaktorene er det manglende konsensus når det gjelder effekten av kjønnshormonene på strukturen, metabolismen og de mekaniske forholdene på sener og ligamenter. Dette området har fått et økt fokus de seneste årene, men det er fortsatt behov for mer forskning som vil gi ytterligere kunnskap og forståelse (Laible & Sherman, 2014).

Det er også viktig å nevne at disse faktorene er vanskelig å modifisere og en intervensjon vil ha et begrenset potensiale. De fleste screeningstester måler typisk de modifiserbare faktorene, som muskelstyrke eller nevro-muskulær kontroll, da de enklere kan påvirkes gjennom spesifikke treningsprogrammer.



### ***Biomekaniske forhold***

Biomekaniske analyser er brukt til å identifisere abnormaliteter av bevegelsesmønstre i underekstremitetene. De biomekaniske risikofaktorer kan beskrives i de tre ulike anatomiske plan; frontal-, transversal- og sagittalplan, der knebevegelser i frontalplan er det området som har fått aller mest fokus (Chmielewski et al., 2007; Claiborne, Armstrong, Gandhi, & Pincivero, 2006; Ekegren, Miller, Celebrini, Eng, & Macintyre, 2009; Gwynne & Curran, 2014; Harris-Hayes, Steger-May, Koh, Royer, Graci & Salsich, 2014; Hewett et al., 2005; McLean, 2005; Mizner et al., 2012; Myer, Ford, Khoury, & Hewett, 2011; Ortiz et al., 2016).

Hewett et al., (2005) rapporterte at stor DKV kunne predikere en korsbåndskade, der spillere som pådro seg en korsbåndskade hadde en signifikant større kneabduksjon ved tobens fallhopp (Hewett et al., 2005). DKV beskrives som endret hofte- og knekinematikk i frontal- og transversalplan og omfatter et mønster karakterisert med en økt hofteadduksjon- og innoverrotasjon, kneabduksjon og utoverrotasjon av tibia (Monteiro, & Snyder, 2007; Hewett et al., 2005; Willson & Davis, 2008).

I sagittalplan, har studier vist at en økt fleksjon av hofte og kne vil kunne påføre mindre krefter til kneet (Alentorn-Geli et al., 2009a). I en nylig studie ble det rapportert at stiv landing under en tobens fallhopp var assosiert med økt risiko for en korsbåndskade hos unge kvinnelige basketball- og innebandyspillere. En stiv landing var karakterisert som nedsatt knefleksjon og økt vertikal reaksjonskraft (Leppanen, Pasanen, Kujala, Vasankari, Kannus, A yra mo, ... Parkkari, 2016). Det er i tillegg observert at kvinner, sammenlignet med menn, hopper/lander og utfører finter med mindre kne- og hoftefleksjon (Huston, Vibert, Ashton-Miller, & Wojtys, 2001; Kernozek, Torry, & Iwasaki, 2007; Pollard, Sigward, & Powers, 2007). Når kneet er nær full ekstensjon (0-30°) vil også muskelen på forsiden av låret produsere en translasjonskraft fremover, som igjen vil påføre en direkte belastningen på korsbåndet. Det er derimot lite sannsynlig at en ikke-kontakt korsbåndskade oppstår utelukkende i sagittalplan (Quatman & Hewett, 2009).

### *Nevromuskulære faktorer*

Det er spesielt hos kvinner observert større nevromuskulær ubalanse sammenlignet med menn. En slik ubalanse kan inkludere både ligament-, quadriceps-, beindominans og ”core” dominans (Hewett, Ford, Hoogenboom, & Myer, 2010). Ved manglende muskelaktivering rundt kneleddet, kan ligamentene, særlig korsbåndet, ta over arbeidet, som igjen vil påføre stor belastning på ligamentet og kneet vil lettere kollapse inn i en valgusposisjon (Hewett et al., 2010). Studier har også rapportert at belastningen på korsbåndet er større når kneet er i valgus, enn varus, der belastningen på korsbåndet kan øke seks ganger med en valgusvinkel på fem grader (fra nøytral) (Bendjaballah, Shirazi-Adl, & Zukor, 1997; Kernozek, Torry, VAN Hoof, Cowley, & Tanner, 2005).

En annen ubalanse som er observert hos kvinnelige utøvere er quadriceps dominans. For å opprettholde en stabil landing er det viktig at musklene på forsiden og baksiden av låret arbeider i synergier. Det som kjennetegner quadriceps dominans er at en person foretrekker å stabilisere kneet ved å aktivere quadriceps muskulaturen. Quadriceps er ansett som en viktige bidragsyter til å påføre en belastning på korsbåndet gjennom en økt translasjon av tibia fremover i forhold til femur (Hewett et al., 2010). Som en antagonist til quadriceps muskelen, har hamstring muskulaturen en sentral oppgave i å stabilisere kneet ved landing og redusere denne translasjonen (Alentorn-Geli et al., 2009a). Belastningen på korsbåndet vil kunne reduseres ved aktivering av hamstring muskulaturen, især ved en 15-45° knefleksjon (Takeda et al., 1994).

Flere studier har også vist at det er en høyere prevalens av korsbåndskader i det ikke-dominante ben (Hewett et al., 2010). Resultatene i studien til Brophy et al., (2010) viste at kvinner var mer utsatt for en korsbåndskade i sitt ikke dominante bein, mens menn hadde en tendens til å skade det dominante bein. I studien til Brophy et al., (2015) antok de at høyre bein var det dominante beinet, der resultatene viste at 67% av ikke-kontakt korsbåndskadene oppsto i det dominante bein hos menn, sammenlignet med 46% hos kvinner (Brophy et al., 2015). Det er fortsatt uklart hvorfor det er slik, men det er foreslått at kvinnelige utøvere har større nevromuskulær ubalanse mellom sitt dominant og ikke dominant bein, sammenlignet med menn (Myer, Ford, & Hewett, 2004).

Den siste formen for dominans som beskrives i litteraturen er ”core”/trunk dominans (dysfunksjon). Hewett et al., (2010) beskriver denne formen for dominans som manglende evne til å kontrollere kroppen i et tredimensjonalt rom (Hewett et al., 2010). Ved en landing eller en finte har kvinner blitt observert til å ha en overdreven bevegelse av overkroppen, som igjen kan påvirke bevegelsene og kontrollen av kneet. Ved en lateral fleksjon av overkroppen vil krefter som virker på kneet flyttes mer lateralt for kneleddsenteret, som igjen kan påvirke til en økt kneabduksjon eller knevalgus (Zazulak, Hewett, Reeves, Goldberg, & Cholewicki, 2007).

### ***Hofteabduktor-styrke***

Økt frontalplanbevegelser av kneet er tidligere identifisert som en mulig risikofaktor for en korsbåndskade hos kvinner (Hewett et al., 2005). Studier har samtidig rapportert at kvinner under landing etter hopp, finter og retningsendringer har mindre knefleksjon, økt knevalgus og innoverrotasjon av hoften enn menn, der bevegelsene er foreslått å være relatert til styrken av hofteabduktorene (Ford, Myer, & Hewett, 2003; Suzuki, Omori, Uematsu, Nishino, & Endo, 2015). Flere studier har påpekt at et økt adduksjonsmoment av hoften kan påføre et økt valgusstress på kneet (Claiborne, Armstrong, Gandhi, & Pincivero, 2006; Jacobs, Uhl, Mattacola, Shapiro, & Rayens, 2007; Willson, Ireland, & Davis, 2006). Det er derimot nylig rapportert i en studie av Steffen et al., (2016) at lav styrke av musklene omkring hoften ikke er en risikofaktor for en korsbåndskade. Ingen av de valgte styrkevariablene ( isokinetisk quadriceps, hamstring og HQ ratio; isometrisk hofteabduksjon, 1RM leggpress) var assosiert med en økt risiko for skade. Konklusjonen bygger på at den type måling ikke vil kunne brukes i screeningen av kvinnelige elitespillere for å predikere skaderisiko. Studien representerer en sekundær analyse av den prospektive kohortstudien ved senter for idrettsskadeforskning, der formålet er å undersøke risikofaktorer for ikke-kontakt korsbåndskade hos kvinnelige elite håndball- og fotballspillere (Steffen et al., 2016).

## **2.6 Screening av underekstremitetene**

En screeningundersøkelse kan hjelpe klinikere til å identifisere utøvere som er i risiko for en skade (Dallinga, Benjaminse, & Lemmink, 2012). Ved en ikke-kontakt korsbåndskade er knevalgus-/abduksjon nevnt som viktige komponenter for skademekanismen (Koga et al., 2010;

Krosshaug et al., 2006) og er anbefalte markører ved screeningen av underekstremitetene. I litteraturen er tobens fallhopp og ettbens knebøy to av de vanligste testene som er rapport om for screening av nevro-muskulær kontroll av underekstremitetene (Ford et al., 2003; Hewett et al., 2005; Willson et al., 2006). Testene har vært med på utvikle forståelse og kunnskapen rundt forholdet mellom underekstremitetenes biomekanikk og ikke-kontakt korsbåndskader (Smith et al., 2012). Selv om testene er forholdsvis enkle og kostnadseffektive er det samtidig viktig å kjenne til om testene er reliable, valide og om de eventuelt kan predikere en skade (Dallinga et al., 2012).

I en nylig kritisk studie av Bahr (2016) pekes det på at formålet med forskning på risikofaktorer for skader, ofte og feilaktig, misforstås. Studien konkluderer med at det faktisk ikke er noen screeningstester tilgjengelig, som kan predikere idrettsskader (Bahr, 2016). Ved vurdering av risikofaktorer er hovedutfordringen at resultatene ofte er kontinuerlig data, som kjennetegnes med uendelig mange mulige verdier. Det vil som regel være en konstant overlapp mellom utøvere som har pådratt seg en skade og de utøverne som ikke har pådratt seg en skade (Bahr, 2016). Studien til Hewett et al., (2005) konkluderer med at kneabduksjon under landing kan predikere en korsbåndskade (Hewett et al., 2005). I studien til Bahr (2016) fremstiller han disse dataene i en figur som viser at man ser skadede utøvere både blant de som skårer lavt og høyt under fallhopptesten. Studien er et godt eksempel på at selv om den assosiasjon man finner indikerer et kausalt forhold mellom et testresultat og skaderisiko, er det ikke tilstrekkelig å bruke testen til å predikere hvem som får skaden (Bahr, 2016).

## 2.7 Målemetode

En målemetode er en måte å forstå, evaluere og differensiere karakteristika hos personer eller objekter (Portney & Watkins, 2009). Carter et al., (2011) definerer en målemetode som:

*"Measurement is the systematic process by which things are differentiated"* (Carter, Lubinsky, Domholdt & Domholdt, 2011).

En målemetode kan ha som formål å screene en bestemt gruppe, med fokus på å identifisere individer, som tilhører en risikogruppe (Beyer & Magnusson, 2003). For at vi kan stole på et resultat fra en måling er vi avhengig av at de metodene vi benytter oss av både er reliable, valide og sensitive for endringer over tid (responsiveness) (Portney & Watkins, 2009). Med validitet menes med i hvilken grad en test eller et instrument måler det den har til hensikt å måle og er et fundamentalt begrep i alle slags målinger (Beyer & Magnusson, 2003; Portney & Watkins, 2009).

### 2.7.1 Reliabilitet

Reliabilitet er helt grunnleggende innen alle aspekter ved en måling (Portney & Watkins, 2009). Reliabilitet beskriver graden en test eller metode er fri for målefeil (Portney & Watkins, 2009; Thomas, Nelson, & Silverman, 2015). En test eller en måling er ikke gyldig dersom den ikke er reliabel. Når man skal vurdere et nytt måleredskap er det logisk at reliabiliteten testes først, da den ikke vil være valid hvis målingen ikke er konsistent ved repeterte målinger (Atkinson & Nevill, 1998). Dersom reliabiliteten av en anvendt målemetode ikke er nevnt i en studie vil konsistensen av målingen som er utført være tvilsomme. Som en konsekvens vil også resultatene bli stilt spørsmål til, da funn eller eventuelt manglende funn vil kunne skyldes tilfeldige feil (Gadotti, Vieira, & Magee, 2006). Det kan være nødvendig at man selv fastslår reliabiliteten til den målemetoden man benytter seg av, selv om den allerede er beskrevet i litteraturen (Beyer & Magnusson, 2003).

### 2.7.2 Intra-tester og inter-tester reliabilitet

litteraturen nevnes ulike termer som brukes i beskrivelsen av reliabilitet, som for eksempel reproduserbarhet, repeterbarhet, nøyaktighet, presisjon, stabilitet og konsistens (Atkinson & Nevill, 1998; Carter et al., 2011; Thomas, Nelson & Silverman 2015). Reliabiliteten kan påvirkes av feil fra tester, instrumentet eller personene som blir målt (Gadotti et al., 2006).

Intra-tester reliabilitet refererer til konsistensen eller repeterbarheten av to eller flere målinger når det er samme person som tester på forskjellige tidspunkter. Her forblir subjektet og instrumentet det samme (Gadotti et al., 2006; Portney & Watkins, 2009).

Inter-tester reliabilitet kan beskrives som reproduserbarheten av målinger mellom to eller flere testere som måler samme gruppe individer (Carter et al., 2011; Portney & Watkins, 2009). Denne typen brukes for å oppdage om måleresultatet endres når ulike testere måler det samme (Gadotti et al., 2006). En streng definisjon for inter-tester reliabilitet, som beskrives i litteraturen er:

Consistency of performance among different raters or judges in assigning scores to the same object or respons [It] is determined when two or more raters judge the performance of one group of subjects at the same time (Carter et al., 2011).

Hvis inter-tester reliabiliteten til en måling ikke er utført, kan vi ikke vite om andre testere vil få samme resultat (Portney & Watkins, 2009). Ved intra-tester reliabilitet vurderes testeren som en mulig kilde til bias, mens ved inter-tester reliabilitet vurderes det om det observeres forskjeller mellom testerne som måler det samme (Gadotti et al., 2006). Intra-tester reliabilitet for hver enkelt tester bør vurderes før man skal sammenligne testere med hverandre (Portney & Watkins, 2009)

### 2.7.3 Systematisk og tilfeldig målefeil

Reliabiliteten til en målemetode vil sjeldent være helt perfekt. Alle målemetoder har til en viss grad målefeil. På samme måte som instrumenter vil inneholde feil, vil også mennesker være inkonsekvente i sin vurdering (Atkinson & Nevill, 1998; Portney & Watkins, 2009). Når vi tester reliabilitet, vurderes den med en observert skår, sann skår og feil skår. Vi vil alltid ha én sann skår når det blir gjort en måling, men den absolutt sanne skår kan vi aldri vite helt sikkert. Vi kan heller utføre repeterte målinger til å estimere målefeilen, der variasjonen til en persons skår blir vurdert som målefeil eller støy (Carter et al., 2011; Thomas et al., 2015). En måling kan sies å være reliabel dersom variasjonen er liten. Forskjellen mellom den sanne skår og den observerte skår er feilkomponenten, som vist i ligningen under:

## **Observert skår = Sann skår $\pm$ feil**

### ***Systematisk feil***

Til å vurdere målefeil kan man kalkulere endringer av gjennomsnittet fra målingene man har foretatt seg (Lexell & Downham, 2005). To ulike komponenter bidrar til disse endringene, herunder tilfeldig feil og systematisk feil. Summen av disse vil utgjøre den totale målefeilen (Atkinson & Nevill, 1998; Batterham & George, 2003). Systematiske feil, som den ene feilkomponenten, kan påvirke en måling i en bestemt retning, der man vil enten overestimere eller underestimere den sanne skår. Denne type feil vil være konstant og vil gi et avvik ved hver repeterte måling (Atkinson & Nevill, 1998; Portney & Watkins, 2009). Hovedsakelig vil en type systematisk feil true validiteten, da målingen ikke vil være representativ for det som blir testet. For å undersøke om målingene man har gjort inneholder systematiske feil, kan man benytte en t-test eller ANOVA (Atkinson & Nevill, 1998). Her vil man kunne undersøke om det er sann systematisk forskjell mellom målinger. Er gjennomsnittsverdien positiv eller negativ vil målingene fra en test være enten større eller mindre sammenlignet med andre målinger (Lexell & Downham, 2005). En indikasjon på signifikante forskjeller mellom målinger er at et 95% konfidensintervall(KI) ikke inneholder null (Batterham & George, 2003).

### ***Tilfeldig feil***

Den andre komponenten av variasjon mellom repeterte målinger er graden av tilfeldig feil (Atkinson & Nevill, 1998). Typisk vil denne målefeilen ha en tendens til å øke den observerte skåren, heller enn å redusere den (Portney & Watkins, 2009). Tilfeldige feil er uforutsigbare og vil kunne påvirke et resultat forskjellig fra gang til gang. Den kan både stamme fra forsøksperson eller tester, kalt biologisk variasjon, eller instrumentet som benyttes, kalt mekanisk variasjon. Feilen kan også være et resultat av en manglende standardisert testprotokoll (Portney & Watkins, 2009). Andelen av tilfeldig feil er vanligvis større enn systematisk feil (Atkinson & Nevill, 1998). Tilfeldig feil (variasjonen innen subjekter) er derfor den reliabilitetsmålingen man anser som den viktigste, da den forteller oss om nøyaktigheten til målemetoden (Batterham & George, 2003; Hopkins, 2000; Lexell & Downham, 2005). Når tilfeldig feil reduseres, vil den observerte skår nærme seg den sanne

skår, som resulterer i en mer reliabel måling. Dette vil kunne oppnås ved å ha mange nok målinger, slik at den tilfeldige feilen reduseres og at den gjennomsnittlige skår blir et mer reliabelt estimat for den sanne skår (Portney & Watkins, 2009). Det er i tillegg viktig å ha en testprotokoll som grundig beskriver målemetoden, der tilfeldige feil kan reduseres gjennom nøyaktig planlegging, trening og klare definisjoner (Portney & Watkins, 2009).

Et annet begrep som også brukes til å beskrive tilfeldig feil er responsiveness, som forteller om metoden er sensitiv for små endringer. Begrepet er både relatert til validiteten og reliabiliteten til en målemetode. Skal man bruke en målemetode til å vurdere og evaluere, er det viktig at den har evnen til å fange opp reelle endringer over tid, men også være stabil når endringer ikke har skjedd. En målemetodes reliabilitet er også av stor betydning for om det er mulig å måle disse endringene (Beyer & Magnusson, 2003). Minste reelle endring er et statistisk estimat av den minste endring som kan fanges opp fra en måling og som svarer til en faktisk endring og ikke kun målemetodens tilfeldig målefeil (Kovacs, Abaira, Royuela, Corcoll, Alegre, ... Mufraggi, 2008).

### ***Kilder til målefeil***

Målefeil er et statistisk begrep som dekker variasjonen uansett kilde (Hopkins, 2000). Det finnes flere ulike kilder til potensielle målefeil, som for eksempel feil fra tester, instrumentet, og/eller subjektene som blir målt (Carter et al., 2011; Thomas et al., 2015). Feil som relateres til testsubjektene eller testerne kan bestå av flere ulike faktorer, som motivasjon, læring, tretthet og helse, men også erfaring fra tidligere og spesifikk kunnskap. Det kan være en utfordring å separere de ulike komponentenes innvirkning til variasjon, men å sikre at settingen rundt testingen er standardisert vil kunne redusere eventuelle uforutsigbare hendelser, som igjen forbedrer reliabiliteten. Det vil kunne være vesentlig å inkludere pilottesting eller en slags opplæring som en del av studien, for å undersøke nøyaktigheten og stabiliteten til testerne og/eller testsubjektene. Klarer man å identifisere en eventuell feil, har man muligheten til å kontrollere og/eller eliminere den til en viss grad (Portney & Watkins, 2009; Thomas et al., 2015).



#### 2.7.4 Beregning av reliabilitet

Når man skal beregne reliabiliteten av målinger kreves det omfattende statistiske metoder. Reliabilitet er ofte kvantifisert på to måter: relativ eller absolutt reliabilitet (Carter et al., 2011).

##### ***Relativ reliabilitet***

Ved relativ reliabilitet studerer man sammenhengen mellom to eller flere repeterte målinger. Metoden baserer seg på ideen om at hvis målingene er reliable, vil målingene til den enkelte individ i en gruppe være den samme eller opprettholdes ved repeterte målinger. En person vil kanskje ikke få nøyaktig samme skår, men man kan forvente at en person som skårer høyest ved første testing vil også skåre høyest på andre testing. Det samme gjelder for personer som skårer lavest (Carter et al., 2011). Korrelasjonskoeffisienten beregnes ofte som et mål for relativ reliabilitet. Graden av reliabilitet kan uttrykkes av en korrelasjonskoeffisient som rangerer fra 0.0 til 1.0, der en koeffisient nærme 1.0 indikere mindre variasjon i målingene og dermed en mer sann skår (Carter et al., 2011; Thomas et al., 2015). Det finnes flere forskjellige typer koeffisienter som mål på reliabilitet, og hvilken man benytter kommer an på hvilken type data man har (Carter et al., 2011). Kappa, Spearman's rho, Pearson's r og Intraclass korrelasjons koeffisient (ICC) er eksempler på dette, der de to sistnevnte brukes for kontinuerlig variabler (O'Donoghue, 2012).

##### ***Intraclass korrelasjons koeffisient (ICC)***

Forskjellen mellom Pearson r og ICC er at sistnevnte måler både korrelasjon mellom variabler og enigheten mellom dem (Atkinson & Nevill, 1998; Gadotti et al., 2006; Portney & Watkins, 2009). En annen fordel med ICC er at den er univariat og ikke bivariat, og vil derfor kunne anvendes ved to eller flere målinger for samme variabel. Analysene for utregning av ICC er basert på en variasjonsanalyse av målingene. En toveis-ANOVA undersøker to eller flere uavhengige faktorer for en avhengig faktor. Ved en inter-tester reliabilitetsstudie vil testsubjektene være en uavhengig faktor, mens testerne er den andre faktoren. Det finnes flere ulike ICC modeller, og hvilken man benytter avhenger av formål, designet og type studie (Shrout & Fleiss, 1979). For inter-tester reliabilitet kan formel for modell 2 og 3 anvendes. En vesentlig forskjell mellom de to modellene, er at modell 3 kun tar høyde for tilfeldige feil (Weir, 2005). Modell 3 innebærer at hvert subjekt vurderes av samme antall testere, der

testerne er de eneste av interesse (Beyer & Magnusson, 2003; Shrout & Fleiss, 1979). Skal man vurdere reliabiliteten av en test før man skal bruke den i en større studie, passer beskrivelsen av modell 3. Ved ICC kan man uttrykke graden av sammenheng mellom målinger enten som *konsistens* eller *enighet* (consistency og agreement). Ved *enighet* er systematiske feil mellom målinger tatt med i betraktning, mens ved *konsistens* er disse ekskludert (Kim, 2013). Formelen for ICC er videre delt inn  $ICC_{3,1}$  og  $ICC_{3,k}$ , der den første formelen beregner reliabiliteten ut ifra en enkel måling, mens den andre beregner reliabiliteten ut fra gjennomsnittet av flere målinger (Shrout & Fleiss, 1979).

Størrelsen av ICC er avhengig av variasjonen mellom individene (Atkinson & Nevill, 1998). ICC vil kunne gi feilinformasjon dersom et utvalg er heterogent eller homogent, der verdiene kan påvirkes positivt eller negativt (Lexell & Downham, 2005). Flere ulemper med ICC er at den ikke forteller oss noe om presisjonen uttrykt i en bestemt måleenhet, i tillegg er det ikke noen generell enighet angående ”cut-off” verdi for tolkningen av ICC (Atkinson & Nevill, 1998; Lexell & Downham, 2005; Portney & Watkins, 2009). Fleiss (1986) foreslo at ICC verdier  $> 0.75$  representerer ”utmerket reliabilitet” og verdier mellom 0.4 og 0.75 representerer ”moderat” til ”god” reliabilitet” (Fleiss, 1986).

Da ICC påvirkes i stor grad av heterogenitet i et utvalg er det anbefalt å ta i bruk flere statistiske metoder når reliabiliteten skal undersøkes og tolkes (Lexell & Downham, 2005).

### ***Spearman's $\rho$ rang-korrelasjon***

Spearman's rang korrelasjonskoeffisient er en ikke-parametrisk metode for å kvantifisere styrken og retningen av et monotont forhold mellom to rangerte variabler. Det betyr at når verdien av en variabel øker, vil verdien av den andre variabel også øke. Ved en perfekt korrelasjon vil verdien være 1.0 (-/+). Hvis man bruker en korrelasjonsteknikk for å undersøke forholdet mellom to like variabler, som er målt enten på forskjellige tidspunkter eller av ulike personer, forventer man en høyere korrelasjon, enn hvis man undersøker forholdet mellom to ulike variabler (O'Donoghue, 2012). Fallowfield et al., (2005) klassifiserte absolutte verdier  $>0.7$  til å være sterk korrelasjon, 0.45-0.7 til moderat, mens 0.2-0.45 til å være svak korrelasjon og 0.0 til 0.2 til ingen korrelasjon (Fallowfield, Hale, & Wilkinson, 2005). For en screeningstest er det vesentlig at når en test repeteres blir spillere

som er indentifisert som høy-risiko for en skade, indentifisert hver gang.

### ***Absolutt reliabilitet***

Absolutt reliabilitet indikerer i hvilken grad en skår varierer ved repeterte målinger. Ved utregningen av absolutt reliabilitet finner man ut av hvor mye tilfeldig målefeil det er, uttrykt i samme måleenhet som instrumentet, eller som en andel av måleverdien (Atkinson & Nevill, 1998; Carter et al., 2011). Utregning av absolutt reliabilitet kan uttrykkes på flere måter: Standard error of measurment (SEM) eller som variasjonskoeffisient (VK) og SEM uttrykt i prosent (Lexell & Downham, 2005). Det er viktig å nevne at det vil være meningsløst å beskrive SEM% og VK for data som inneholder negative verdier ( $<0$ ) (Atkinson & Nevill, 1998).

SEM er relatert til reliabiliteten til en målemetode og SEM vil reduseres dersom reliabiliteten øker (Atkinson & Nevill, 1998). En måte å kalkulere SEM på er  $\sqrt{\text{mean square error}}$  fra ANOVA tabellen (Atkinson & Nevill, 1998; Stratford & Goldsmith, 1997; Weir, 2005). SEM vil gi et estimat av presisjonen av en bestemt måling og et intervall som mest sannsynlig dekker en persons sanne skår (Weir, 2005). En klar begrensning for SEM er at de kun representerer 68% av variasjonen for at den sanne skåren faller innenfor  $\pm 1$  SEM (Atkinson & Nevill, 1998; Thomas et al., 2015). Ved repeterte målinger er det anbefalt å inkludere et 95 % KI. Det kan man ved å gange SEM med 2 hvor vi med 95% sannsynlighet kan vite at den sanne skåren vil ligge innenfor den observerte skåren (Thomas et al., 2015).

### 2.7.5 Sentralgrenseteoremet

I reliabilitetsstudier benytter man ofte utvalgsstørrelser mellom 15-20 individer (Lexell & Downham, 2005). Med et lite utvalg er det ikke nødvendigvis alltid at variablene man ønsker å undersøke viser normalfordeling. Sentralgrenseteoremet er en av de fundamentale teoriene innen sannsynlighet. Teorien sier at fordelingen av et gjennomsnitt for et stort antall uavhengige variabler vil være normalfordelte, uavhengig av den underliggende fordelingen. Det vil si at fordelingen av en sum av uavhengige variabler vil nærme seg normalfordelingen når utvalgsstørrelsen øker (O'Donoghue, 2012).

## **2.8 Screeningsundersøkelsene: Tobens fallhopp og ettbens knebøy**

### **2.8.1 Ettbens knebøy og tobens fallhopp**

Tobens fallhopp er ofte benyttet som en test for å screene og identifisere spillere med økt DKV pga. testens høye reliabilitet (Boden et al., 2000; Mizner et al., 2012; Nagano, Sakagami, Ida, Akai, & Fukubayashi, 2008; Ortiz et al., 2016; Stensrud et al., 2011). I følge Hewett et al., (2005) er fallhopptesten en enkel og nyttig øvelse for å avdekke knekontrollen hos kvinnelige utøvere (Hewett et al., 2005). Stensrud og kollegaer (2011) konkluderte med at både fallhopptesten og ettbens knebøy var gode tester til å vurdere knekontrollen hos kvinnelige elite håndballspillere (Stensrud et al., 2011). Den samme studien fant også at ettbens knebøy var en mer egnet test for å vurdere variasjonen mellom begge bein, sammenlignet med tobens fallhopp og observerte i tillegg at ca. 20% av spillerne med dårlig knekontroll ikke ble oppdaget ved å benytte kun en av testene (Stensrud et al., 2011). Ettbens knebøy er også en test som vanligvis er assosiert med større knefleksjon, sammenlignet med tobens fallhopp (Stensrud et al., 2011). Det er derimot nylig rapportert at fallhopptesten er en dårlig screeningstest til å identifisere kvinnelige utøvere med økt risiko for en korsbåndskade (Krosshaug et al., 2016).

Begge testene er avendt i flere studier, som kliniske screeningstester i vurderingen av DKV (Hewett et al., 2005; Krosshaug et al., 2016; Stensrud et al., 2011; Ugalde, Brockman, Bailowitz, & Pollard, 2015; Whatman, Hume, & Hing, 2013a, 2013b; Willson et al., 2006). De aktuelle studiene har benyttet enten subjektiv vurdering (Stensrud et al., 2011; Whatman et al., 2013b), 2D-videoanalyse (Ugalde et al., 2015, Willson et al., 2006) eller 3D-bevegelsesanalyse (Hewett et al., 2005; Krosshaug et al., 2016; Whatman et al., 2013a) til å vurdere knekontroll.

I denne oppgaven vil det først og fremst legges vekt på studier relatert til 2D-videoanalyse.

### **2.8.2 Validitet av 2D-videoanalyse**

3D-bevegelsesanalyse er omtalt som gullstandarden for vurdering av DKV (McLean, 2005). Denne bevegelsesteknologien har vist å kunne gi nøyaktige og reliable målinger av underekstremitetenes bevegelse i et tre dimensjonalt rom (3D) (Ford, Myer, & Hewett, 2007;

McLean, 2005). Denne metoden er midlertidig svært ressurskrevende og dyr metode, og blir begrensende og ugunstig å bruke som skadeforebyggende screening på et stort utvalg. Denne metoden er heller ikke fri for feil (McLean, 2005). Måling av knekinematikken blir ofte kalkulert via markør-basert bevegelsesanalyse (Mok, Kristianslund, & Krosshaug, 2015). Det er derimot stor variasjon mellom de fleste studiene når det gjelder plassering av markørene, og det er vist at størrelsen på knevalgus påvirkes etter hvor de plasseres på hoften og låret. En studie rapporterte en uoverensstemmelse mellom seks ulike klyngemarkører ved ”peak knee flexion” på 13.9° ved tobens fallhopp (Mok et al., 2015). Feilen ved å plassere markører nøyaktig er en av de største bidragsyter til variabilitet i målinger (Baker, 2006).

Især da 3D-bevegelsesanalyse er en tidskrevende og dyr metode har det vært fokus på å finne en gyldig, enklere, samt reliabel målemetode til å vurdere dynamisk knestabilitet.

### ***2D-videoanalyse ved tobens fallhopp***

Til å validere ulike 2D-videobaserte variabler har flere studier undersøkt assosiasjonen mellom 2D-videoanalyse og 3D-bevegelsesanalyse (Gwynne & Curran, 2014; McLean, 2005; Mizner et al., 2012; Yasuharu Nagano, Ida, Akai, & Fukubayashi, 2009; Ortiz et al., 2016; Willson & Davis, 2008).

2D-videoanalyse er foreslått som en enklere metode å bruke i klinisk setting, der knebevegelser i frontalplan kan kvantifisere DKV (Ortiz et al., 2016). I en slik analyse kan man trekke ut forskjellige variabler til å vurdere knekontrollen. Den mest anvendte variabel til å vurdere DKV er måling av knevinkel i frontalplan (FPPV) (McLean, 2005; Mizner et al., 2012). Andre variabler som er benyttet til å identifisere DKV er kne-ankel separasjonsratio og kne-separasjons avstand, der sistnevnte er identifisert som en god predikater for kneabduksjons-vinkel under en fallhopptest (Ortiz et al., 2016). Mizner et al., (2012) rapportert at både frontalplan knevinkel (FPPV) og kne-ankel separasjonsratio kan beregnes til å vurdere DKV, istedenfor 3D-bevegelsesanalyse, men fant derimot en bedre assosiasjon mellom kne-ankel separasjonsratio og kneabduksjon-vinkel, enn FPPV (35% versus 39.4% av variasjonen for kneabduksjonsmomentet) (Mizner et al., 2012). Studien til Ortiz et al., (2016) fant meget god korrelasjon mellom 2D-videoanalyse og 3D- bevegelsesanalyse ved estimering av kne-ankel separasjonsratio og kne-separasjons avstand, mens korrelasjon for

FPPV var dårlig til moderat ( $ICC=0-0.57$ ), som er likt med det Mizner et al.,(2012) rapporterte (Ortiz et al., 2016).

### ***2D-videoanalyse ved ettbens knebøy***

Beregning av 2D FPPV ved ettbens knebøy er også funnet som et nyttig mål for å identifiseres DKV (Willson & Davis, 2008). En fordel med FPPV, som er viktig å nevne, er at det kan kalkuleres både ved ett- og tobens aktiviteter. Gwynne & Curran (2014) rapporterte at 2D FPPV forklarer 61% av variasjonen i 3D- knevalgus (Gwynne & Curran, 2014). Willson & Davis (2008) fant derimot en lav korrelasjon mellom 2D FPPV og 3D- rotasjoner ved ettbens knebøy, der 2D FPPV kun forklarte 23%-30% av variasjonen ved ulike 3D-bevegelser (Willson & Davis, 2008).

Flere studier har rapportert en gjennomsnittlig større frontalplanvinkel ved 2D-videoanalyse, sammenlignet med 3D-bevegelsesanalyse, som forklares med at estimeringen av FPPV gjennom 2D påvirkes av rotasjoner i både hofte og kne, der bevegelsen vil kunne se ut som knevalgus (Ageberg et al., 2010; McLean, 2005; Mizner et al., 2012; Ortiz et al., 2016). På tross av at de transversale bevegelsene ikke kan måles med 2D-videoanalyse, har studier funnet at assosiasjon mellom 2D- og 3D-måling er tilfredsstillende, og metoden vil være nyttig i måling av knevalgus under ulike funksjonelle tester, som ettbens knebøy og tobens fallhopp (Gwynne & Curran, 2014; Herrington & Munro, 2010; McLean, 2005; Munro et al., 2012; Y. Nagano et al., 2008; Stensrud et al., 2011; Willson et al., 2006).

### **2.8.3 Reliabilitet av 2D-videoanalyse ved ettbens knebøy og tobens fallhopp**

Flertallet av reliabilitetsstudiene som har benyttet ettbens knebøy og tobens fallhopp til å kalkulere ulike variabler med 2D-videoanalyse, har undersøkt intra-tester- og test-retest reliabilitet. Flertallet av studiene har beregnet frontalplan projeksjonsvinkel (FPPV) (Gwynne & Curran, 2014; Mizner et al., 2012; Munro et al., 2012; Ortiz et al., 2016; Stensrud et al., 2011; Willson et al., 2006). Plasseringen av markørene til å kalkulere FPPV fra digitalvideo har varierte mellom studiene. Willson et al., (2006), Gwynne & Curran (2014) og Munro et al., (2012) benyttet markørplasseringen som beskrevet av Willson & Davis (2008). I denne studien var markørene plassert på kneleddsenteret og ankeleddsenteret, samt øverst på låret,

som en rett linje fra SIAS til knemarkøren (Willson & Davis 2008). Stensrud et al., (2011) benyttet hofte-, kne- og ankelleddsentrene (Stensrud et al., 2011). Studiene har rapportert en ICC på 0.72-0.92 for intra-tester reliabiliteten av FPPV ved ettbens knebøy (Gwynne & Curran, 2014; Munro et al., 2012; Stensrud et al., 2011; Willson et al., 2006), og en ICC på 0.57-0.84 for test-rest reliabilitet (Gwynne & Curran, 2014; Munro et al., 2012; Stensrud et al., 2011). Fire av de nevnte studiene over, undersøkte også for intra-tester reliabilitet og/eller test-retest reliabilitet av FPPV ved tobens fallhopp, hvor de fant god til veldig god reliabilitet, med en ICC verdi på 0.88- 0.95 for intra-tester reliabilitet (Mizner et al., 2012; Munro et al., 2012; Ortiz et al., 2016; Stensrud et al., 2011), og en ICC på 0.89 – 0.91 for test-retest reliabilitet (Munro et al., 2012; Stensrud et al., 2011). Munro et al., (2012) estimerte også presisjonen av målingene for FPPV og rapporterte en SEM på 3° og 3.2° for tobens fallhopp og ettbens knebøy (Munro et al., 2012). Gwynne & Curran (2014) kalkulert også SEM i sin studie, der SEM for FPPV ved ettbens knebøy varierte fra 2° til 4°, der variasjonen var størst mellom testsesjonene og minst ved intra-tester reliabilitet (Gwynne & Curran, 2014). Lignende verdier er nylig rapportert av Ortiz et al., (2016), som rapporterte en SEM på <2° for intra-tester reliabilitet.

Mizner et al., (2012) og Ortiz et al., (2016) beregnet i tillegg kne-ankel separasjonsratio, der begge studiene rapporterte utmerket intra-tester reliabilitet med en ICC-verdi på 0.97 og 0.96 (Mizner et al., 2012; Ortiz et al., 2016).

Det er to studier som har rapportert inter-tester reliabiliteten av 2D-målinger i frontalplan ved tobens fallhopp. Mizner et al., (2012) og Ortiz et al., (2016) undersøkte for inter-tester reliabiliteten av både FPPV og kne-ankel separasjonsratio. Mizner et al., (2012) rapporterte utmerket reliabilitet, med en ICC-verdi på 0.89 og 0.92 for FPPV og kne-ankel separasjonsratio (Mizner et al., 2012). Ortiz et al., (2016) vurderte fire ulike 2D- variabler for analyse i frontalplan, herunder FPPV (2 metoder), kne-ankel separasjonsratio og kne separasjonsavstand (Ortiz et al., 2016). Resultatet fra reliabilitetsanalysen viste god til utmerket reliabilitet, og kan sammenlignes med resultatene Mizner et al., (2012) rapporterte i sin studie (Se tabell 1). Den ene metoden for FPPV, ble beregnet uten markører over kneet og er ikke tidligere vurdert for intra- eller inter-tester reliabilitet. Studien er den første til å undersøke reliabiliteten og validiteten for denne metoden ved tobens fallhopp (Ortiz et al.,

2016) (se tabell 1).

Tre av studiene som undersøker intra-tester- og/eller test-retest reliabilitet av 2D FPPV har oppgitt SEM som mål på absolutt reliabilitet (Gwynne & Curran, 2014; Munro et al., 2012; Ortiz et al., 2016). I studien til Munro et al., (2012) skriver forfatterne at ingen studier har tidligere oppgitt mål på absolutt reliabilitet for intra-tester reliabilitet (Munro et al., 2012). De to andre studiene som også undersøker inter-tester reliabiliteten har kun oppgitt ICC som mål på reliabiliteten.

**Tabell 1:** Studier som undersøker inter-tester reliabiliteten ved kalkulering av variabler gjennom 2D-videoanalyse ved tobens fallhopp

Forfatter/år	Tittel	Utvalg (N) (Gjennomsnitt $\pm$ SD)	Resultat (inter- tester reliabilitet)
Mizner et al., (2012)	<i>Comparison of 2-Dimensional Measurement Techniques for Predicting Knee Angle and Moment During a Drop Vertical Jump</i>	36 kvinnelige utøvere ( 19.6 $\pm$ 1.2 år)	ICC (2.1) verdi for inter-tester reliabilitet av FPPV og kne-ankel seperasjonsratio : 0.89 og 0.92
Ortiz et al., (2016)	<i>Reliability and concurrent validity between two-dimensional and three-dimensional evaluations of knee valgus during drop jumps</i>	N= 16 (9 menn, 7 kvinner: 25.5 $\pm$ 2 år)	ICC (2.1) verdi for inter-tester reliabilitet av FPPV, kne-ankel seperasjonsratio og kne seperasjonsdistanse : 0.93-0.98

\* SD= Standardavvik, ICC= intraclass korrelasjons koeffisient, FPPV= frontalplans projeksjonsvinkel



## **3.0 Metode**

### **3.1 Studiedesign**

Denne masteroppgaven er en metodologisk reliabilitetsstudie basert på data innsamlet fra en prospektiv kohortstudie ved senter for idrettsskedeforskning ved Norges idrettshøgskole.

Formålet med hovedstudien var å øke forståelsen omkring risikofaktorer for korsbåndskader hos kvinnelige elite håndball- og fotballspillere. Alle kvinnelige håndballspillere kontrahert med A-laget i eliteserien (Postenligaen) var i 2007 invitert til deltakelse i prosjektet.

Kvinnelige fotballspillere fra eliteserien (toppserien) var inkludert fra 2009. Nye lag eller spillere i eliteserien var invitert til å delta i studien fra 2008 og til og med 2014. Tilsammen i kohorten er det inkludert 429 håndballspillere og 451 fotballspillere. Spillerne gjennomførte sju ulike screeningtester på en sju timers testdag, herunder fysiske-, anatomiske-, antropometriske- og biomekaniske tester. Alle ikke-kontakt korsbåndskader som har oppstått, ved enten fotball- eller håndballaktivitet har blitt registrert. En av stasjonene på testdagen var 2D-videoanalyse av ettbens knebøy og tobens fallhopp.

Dette prosjektet er en studie som involverer inter-tester reliabiliteten av 2D-videoanalyse i frontalplan ved ettbens knebøy og tobens fallhopp. Reliabilitetstesting foregikk på Norges idrettshøgskole høsten 2015, fra november til desember. I studien var 11 kvinnelige håndballspillere og 9 kvinnelige fotballspillere inkludert. Fire forskjellige testere har analyserte de samme spillerne.

### **3.2 Utvalg**

I denne studien har vi inkludert 20 tilfeldige spillere fra kohortstudien i selve reliabilitetstesting.

### **3.3 Analyseteamet**

Analyseteamet besto av tre fysioterapeuter samt en biomekaniker med fokus på idrettsskader, først og fremst korsbåndsskader i håndball. En av fysioterapeutene disputerte og avsluttet sin doktorgrad på korsbåndskader og risikofaktorer hos kvinnelige elite fotballspillere i juni 2014. De to andre fysioterapeutene har en bachelorgrad i fysioterapi, og er på nåværende tidspunkt masterstudenter ved Norges idrettshøgskole.

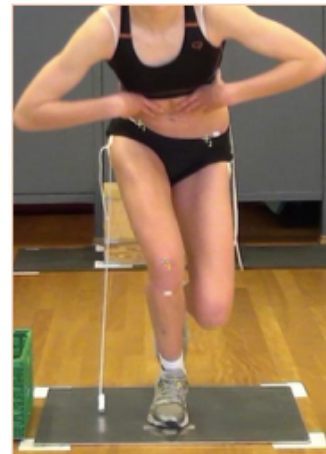
### 3.4 Screeningstestene

Analysene er basert på videoopptak (2009-2014) av spillernes bevegelser ved ettbens knebøy og tobens fallhopp. Før filmingen på selve testdagen fikk spillerne en grundig gjennomgang i utførelsen av de ulike testene, som beskrives under. Spillerne gjennomførte et standardisert oppvarmingsprogram, som besto av knebøy (2x8 repetisjoner) spensthopp med maksimal innsats (2x5 repetisjoner), etterfulgt av tøyingsøvelser med 30 sekunder til 1 minutt holdetid for leggmuskulaturen, med både strakt og bøyd kne. Spillerne fikk lov til å gjennomføre 1-3 forsøk i forkant av testingen for å bli kjent med prosedyrene.

Sportstapebiter var satt bilateralt på spina iliaca anterior superior og tuberositas tibia. Dette for å identifisere og definere anatomiske landemerker, som var viktig for estimeringen av leddsentre og beregning av utvalgte variabler. Spillerne skulle utføre testene med tre gyldige forsøk for hver test og for hvert bein. Hadde en spiller vanskelig med å utføre testen korrekt ved de første tre forsøkene, fikk spilleren et ekstra forsøk. De tre *siste* forsøkene ble gjeldende dersom en spiller hadde fire gyldige forsøk. Alle spillerne hadde på seg en shorts og sports-bh eller en t-shorte som ble brettet opp slik at markørene enkelt kunne observeres. Spillerne hadde også på seg egne håndballsko eller andre innesko til treningsbruk.

#### 3.4.1 Ettbens knebøy

Små sportstapebiter var plassert på spina iliaca anterior superior og tuberositas tibiae på høyre og venstre side. I forbedredelsfasen for ettbens knebøy, gjennomførte alle spillerne en tobens knebøy til 90° fleksjon av kneet, målt med et standard goniometer (GYMNA, Berlin, Tyskland). En tråd med en metallgjenstand nederst var festet ved det laterale området oppe ved hoften, som berørte bakken idet kneet var 90° bøyd. Testen ble utført på en metallplate, slik at spillerne hørte en lyd når gjenstanden berørte bakken og dermed returnerte til startposisjon. De var instruert til å ha armene plassert på hver side av hoftene og ha fokus rett frem under utførelsen av testen (figur 3).



**Figur 3:** Ettbens knebøy.

Forsøket var ikke gyldig dersom det andre benet var plassert foran kroppen eller berørte bakken, hvis man ikke holdt armene på hoften under hele utførelsen eller hvis spillerne så ned eller falt (Stensrud et al., 2011).

### 3.4.2 Tobens fallhopp

Tobens fallhopp er basert på testen som tidligere er beskrevet av Hewett et al., (2005). Spillerne startet testen med å stå oppe på en 30 cm høy kasse og ved å ha 30 cm avstand mellom føttene. De var instruert til å slippe seg ned fra kassen, for deretter og utføre et maksimalt vertikalt hopp. Forsøket ble ekskludert dersom spilleren hoppet istedet for å slippe seg ned fra kassen eller ved mistanke om at spilleren kun utførte et sub-maksimalt hopp. Både første kontakt (initial contact, IC) og dypeste punkt (peak knee flexion, PF) er vurdert og tatt med i analysen, da begge har vært assosiert med skade (Krosshaug et al., 2016).



*Figur 4: Tobens fallhopp (IC og PF)*

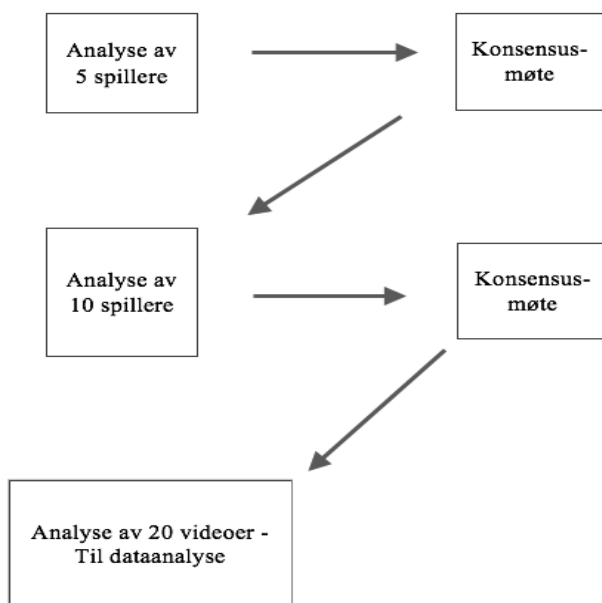
## 3.5 2D-videoanalyse

### 3.5.1 Prosedyrer før reliabilitetsanalysen

Vi utførte en pilottesting før selve reliabilitetsanalysen for å sikre at alle testerne var mest mulig enige med testprotokollen. Vi fikk i tillegg en grundig opplæring i bruk av programmet til å gjøre videoanalysene (imageJ) av en spesialist med fordypning innen biomekanikk. Som en del av opplæringen startet vi med å analysere fem spillere, hvor alle fire analyserte de samme videoklippene. Deretter møttes vi til en felles gjennomgang og diskuterte markørplassering og andre usikkerhetsmomenter som valg av stillbilde, samt inklusjons- og eksklusjonskriterier. Vi benyttet oss av faste avstander for hoftepunktene der vi satte markører ved hoften når spilleren var i utgangsposisjon. Dette gjorde vi for å ha en fast avstand på hoftepunktene før utførelsen av henholdsvis knebøy og fallhopptesten. For å bruke denne avstanden når spilleren var i bunnposisjon brukte vi pilene på tastaturet og flyttet markørene nedover uten å endre avstanden. Hofteleddsenteret (HLS) er bestemt utfra Bells` metode og

definert til å ligge 1 cm medialt og 5 cm distalt for SIAS (Bell, Pedersen, & Brand, 1990). Denne metoden er basert på en kombinasjon av tidligere tilnærminger til å lokalisere HLS (Bell et al., 1990). Markører var også plassert på kne (leddsenteret) og ankel (leddsenteret) ut ifra det valgte stillbildet. Vi valgte å definere kneleddsenteret som midtpunktet mellom laterale og mediale femurkondyl (Davis, Öunpuu, Tyburski, & Gage, 1991), og ankelleddsenteret som midtpunktet mellom laterale og mediale malleol og ca. 1cm ned (Eng & Winter, 1995). Vi gjorde dette for å beregne ulike variabler ut fra avstanden mellom hofte, kne og ankel. Vi benyttet i tillegg en skjelettmodell for å sikre enda bedre plassering av leddsentrene.

Vi analyserte deretter 10 nye videoer. Her analyserte vi spillerne ved utførelse av ettbens knebøy på høyre side og tobens fallhopp både ved IC og PF. Vi utførte analyser av alle tre forsøkene for begge testene og møttes igjen til et felles konsensusmøte. Dette gjorde vi for å sikre høy kvalitet, konsistens og reliabilitet for begge testene (figur 5).

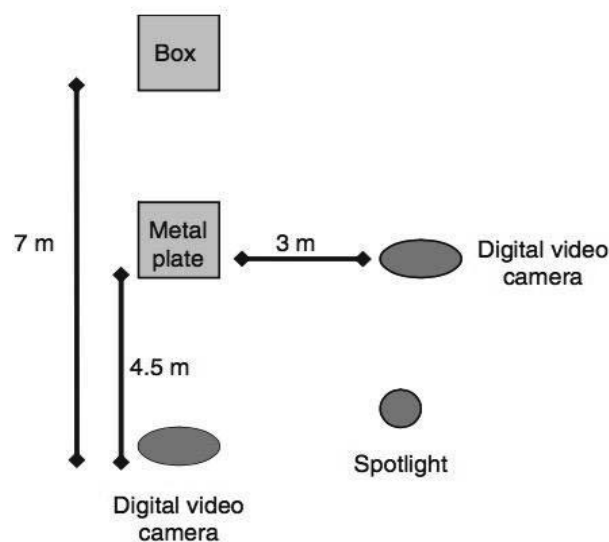


**Figur 5:** Prosedyrer før reliabilitetsanalysen.

### 3.5.2 Reliabilitetsanalysen

20 spillere var inkludert i reliabilitetsanalysen, fra et randomisert utvalg. Til vurdering av spillernes knekontroll ved 2-dimensjonal videoanalyse var det brukt et videokamera (NV-DS65EG; Panasonic, Kadoma, Japan). Kameraet var plassert foran spilleren, hvor bekkenet var synlig gjennom hele bevegelsen (se figur 4). Videoopptakene av testene var gjort om til stillbilder av spillerne i den posisjonen som var ønsket til analyse. Vi inkluderte ettbens knebøy på høyre bein og tobens fallhopp, ved IC og PF til analyse. Ved ettbens knebøy valgte vi stillbildet hvor snora først berørte bakken. Ved tobens fallhopp valgte vi stillbildet i den posisjon hvor hælene til spilleren først berørte bakken (IC) og der spillerne hadde størst fleksjon i knærne (PF). Alle 2-dimensjonale målinger var kalkulert utfra det valgte stillbilde ved bruk av analyseprogrammet imageJ (Versjon 1.50, National Institutes of Health, USA) (<https://imagej.nih.gov/ij/>).

Fire uavhengige personer observert og målte spillerne samtidig, men separat. Variablene vi beregnet ved ettbens knebøy var: lateralt bekkentilt, frontalplans projeksjonsvinkel (FPPV) og frontalplanposisjon (FPP). For tobens fallhopp beregnet vi variablene: FPPV, FPP, kne-ankel- og kne-hofte- separasjonsratio. Vi inkludert kun høyre ben ved ettbens knebøy for analyse. Vi valgte den gjennomsnittlige målingen fra tre forsøk for hver variabel til analyse. Alle dataene fra analysen lagret vi i Excel.



**Figur 6:** Posisjon av kamera.

### 3.5.3 Kalkulering av variablene

Knees frontalplansposisjon (FPP) var målt i frontalplan, som en avstand fra kneleddsenteret til den vertikale linjen som forbinder hofte og ankelleddet. Vi normaliserte høyden fra ankelledd- til hoftenleddsenteret ved IC ved tobens fallhopp, som et surrogatmål på beinlengden. Medial FPP vil ha tall  $<0$ , mens lateral FPP vil ha tall  $>0$  (figur 7).

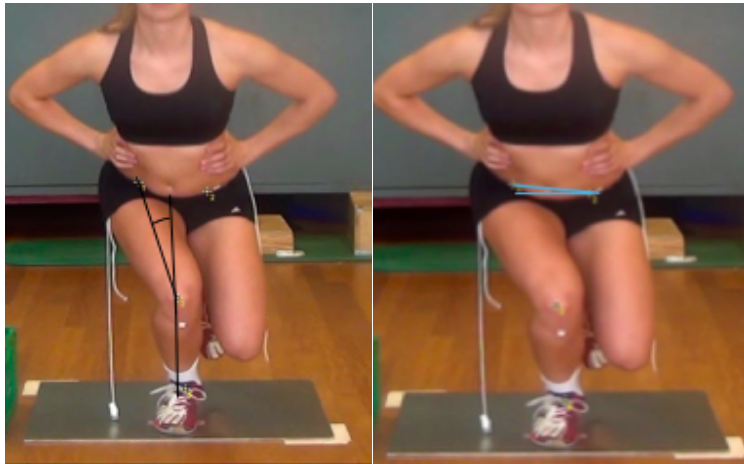
Til å kalkulere frontalplans projeksjonsvinkel, FPPV, benyttet vi leddsentrene som referanse for vinkelen, herunder hofte, kne og ankel (figur 8). Vinklene er dannet ut fra en rett linje mellom hofte og kne, og en rett linje fra ankel og kne. Vi beregnet en vinkel mellom kne og ankel, og en vinkel mellom kne og hofte. En negativ FPPV representerer valgus og en positiv FPPV representerer varus.



**Figur 7:** FPP(Krosshaug et al.,(2016) <sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Fra artikkeltittel av T. K. Forfatter, 2016, *The Vertical Drop Jump Is a Poor Screening Test for ACL Injuries in Female Elite Soccer and Handball Players: A Prospective Cohort Study of 710 Athletes*, 44, s. 3. Copyright 2016 Tron Krosshaug. Gjengitt med tillatelse.



**Figur 8:** FPPV

**Figur 9:** Lateralt bekkentilt

Vi kalkulerte lateralt bekkentilt med SIAS, bilateralt, som referansepunkt. Deretter dannet vi en vinkel fra en linje mellom høyre og venstre SIAS og en horisontallinje fra venstre SIAS. Positiv lateral bekkentilt har tall >0. Denne variabelene er kun beregnet ved ettbens knebøy (figur 9).

Kne og ankel/ kne-hofte seperasjonsratio beregnet vi ved tobens fallhopp:

$$\text{Kne-ankel seperasjonsratio} = \frac{\text{Avstand mellom kneleddsentrene}}{\text{Avstand mellom ankelleddsentrene}}$$

$$\text{Kne-hofte seperasjonsratio} = \frac{\text{Avstand mellom kneleddsentrene}}{\text{Avstand mellom hofteleddsentrene}}$$

For kne-ankel seperasjonsratio vil verdier <1 bety at kneleddsenteret ligger mer medialt enn ankelleddsenteret, som igjen representerer DKV. Verdier <1 for kne-hofte seperasjonsratio er også når kneleddet ligger mer medialt enn HLS.

### 3.6 Statistiske analyser

Vi beregnet alle våre statistiske analyser ved bruk av SPSS (versjon 23, for mac, Yosemite, IBM SPSS, USA) Antropometriske variable som alder, høyde og vekt er presentert med gjennomsnitt og standardavvik (SD). Vi brukte Shapiro-Wilk test for kontrollering av normalfordeling for de avhengige variabelene. Hvis variabelene ikke viste normalfordelingen, vurderte vi forskjellen mellom median og gjennomsnitt. Vi benyttet parametriske tester dersom denne forskjellene var liten, og støtter oss til sentralgrenseteoremet. Vi undersøkte for

systematiske forskjeller mellom testerne for alle variablene ved en ANOVA. Et spredningsdiagram er presentert for å gi et visuelt bilde av spredningen mellom de fire testerne. Vi har valgt høyre bein ved både ettbens knebøy og tobens fallhopp for å fremstille denne spredningen.

Videre benyttet vi ICC til å vurdere relativ reliabilitet. For både ettbens knebøy og tobens fallhopp kalkulerte vi ICC i SPSS i form av  $ICC_{3,1}$  og gjennomsnittverdien ble regnet som en enkeltmåling fra ICC. Et 95% konfidensintervall til ICC er også presentert. Vi benyttet en ANOVA, toveis repetert modell, og ICC's *enighet* som type, slik at vi tok hensyn til eventuelle systematiske forskjeller mellom testerne. Til tolkning av ICC skåren har vi benyttet retningslinjene foreslått av Fleiss (1986) der verdier  $>75$  indikerer utmerket reliabilitet, mens verdier mellom 0.4 og 0.75 indikerer moderat til god reliabilitet, og  $<0.4$  indikerer dårlig reliabilitet (Fleiss, 1986). Vi har også valgt å bruke Spearman's rang-korrelasjonskoeffisient til å vurdere forholdet og konsistensen mellom de fire testernes rangering av spillerne, som er kalkulert med gjennomsnittet av de tre testforsøkene. Klassifiseringen av Fallowfield et al., (2005) er benyttet til å tolke korrelasjonskoeffisienten, som betyr at verdier  $> 0.7$  representerer sterk korrelasjon, mens 0.45-0.7 representerer moderat korrelasjon (Fallowfield et al., 2005).

Absolutt reliabilitet er presentert med standard error of measurement, SEM. Vi estimerte  $SEM = \sqrt{\text{mean square error}}$  fra ANOVA (Stratford & Goldsmith, 1997; Thomas et al., 2015). P- verdier lik eller mindre enn 0.05 blir ansett som statistisk signifikante.

### **3.7 Etikk**

Hele prosjektet er godkjent av Regionale Komité for Medisinsk Forskningsetikk (REK) (vedlegg 1) og norsk samfunnsvitenskapelige datatjeneste (NSD) (vedlegg 2). Alle spillerne har signert samtykkeskjema (vedlegg 4 og 5).

### **3.8 Oppbevaring av data**

Alle innsamlede data oppbevares i en låst database hvor kun et fåtall personer i prosjektet har tilgang, og vil være linket til spillerens navn og id nummer.



## 4.0 Resultat

### 4.1 Karakteristika av utvalget

20 kvinnelige elite håndball- og fotballspillere ( N= 11 og 9) var inkludert i reliabilitetstesting (alder:  $21.1 \pm 2.8$  år, høyde:  $171.2 \pm 5.8$  cm, vekt:  $67 \pm 7.4$  kg).

### 4.2 Deskriptive analyser

Alle variablene vi beregnet ved ettbens knebøy og tobens fallhopp IC, var normalfordelt. For tobens fallhopp PF var variabelen FPP høyre side og kne-ankel seperasjonsratio (KAR) normalfordelt. Den beskrivende statistikken for de andre variablene viste små forskjeller for gjennomsnitt og median. Vi har derfor valgt å kjøre parametriske tester for alle variablene. En oversikt over de 20 spillernes gjennomsnitt og SD for hver tester er presentert (tabell 2).

#### 4.2.1 Absolutte forskjeller i målingene

Det var ingen signifikant forskjell mellom testerne for noen av variablene ( $p = > 0.05$ ) (tabell 2). Et 95% konfidensintervall av de systematiske målefeilene inneholdt null, som indikerer ingen signifikante forskjeller. For alle variablene ved ettbens knebøy målte tester 1 lavest negative verdier og tester 2 størst negative verdier. For tobens fallhopp IC og PF, var differansen mellom tester 2 og tester 3 generelt minst for alle variablene.

**Tabell 2:** Kinematiske variabler fra de 20 spillerne vurdert av fire testere ved ettbens knebøy og tobens fallhopp, IC og PF (Gjennomsnitt  $\pm$ SD), og forskjell mellom testerne (p-verdi)

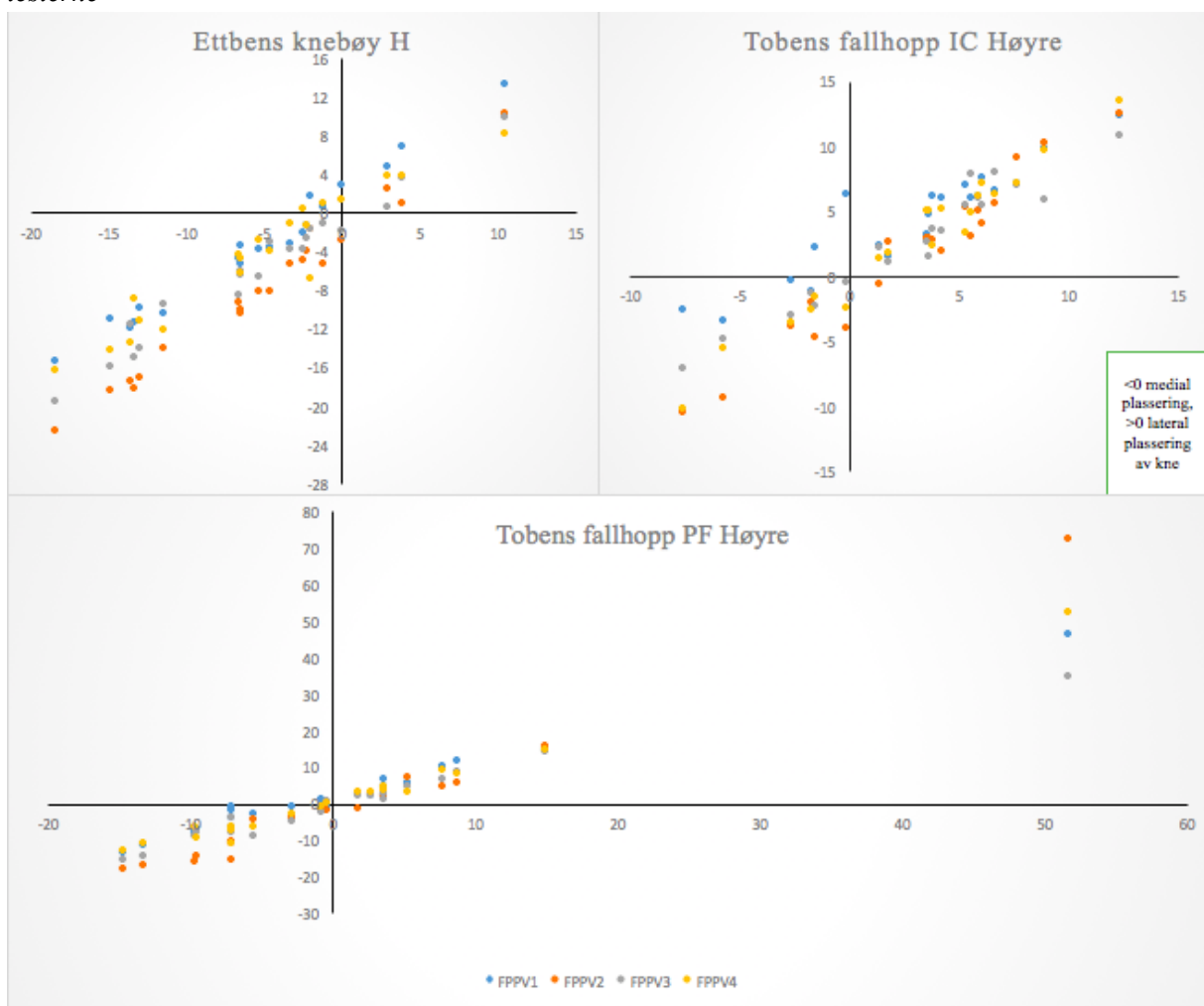
Test	Variabel	N (20)	Tester 1	Tester 2	Tester 3	Tester 4	p-verdi
<b>Ettbens knebøy</b>	FPPV(°)		-3.3 $\pm$ 7.1	-8.1 $\pm$ 8.2	-5.8 $\pm$ 7.1	-4.4 $\pm$ 6.7	0.4
	FPP(%)		-1.7 $\pm$ 3.3	-3.9 $\pm$ 3.9	-2.7 $\pm$ 3.3	-2.1 $\pm$ 3.1	0.8
	LB (°)		6.9 $\pm$ 3.7	8.0 $\pm$ 3.8	7.8 $\pm$ 3.6	7.1 $\pm$ 4.0	0.9
<b>Tobens Fallhopp, IC</b>	FPPV(°)H		4.4 $\pm$ 4.1	1.7 $\pm$ 6.0	2.6 $\pm$ 4.7	2.7 $\pm$ 5.6	0.7
	FPPV(°) V		3.1 $\pm$ 6.1	0.1 $\pm$ 8.6	-0.9 $\pm$ 6.3	1.1 $\pm$ 7.0	0.6
	FPP(%) H		1.9 $\pm$ 1.8	0.7 $\pm$ 2.6	1.1 $\pm$ 2.0	1.2 $\pm$ 2.5	0.9
	FPP(%) V		1.4 $\pm$ 2.7	0.0 $\pm$ 3.8	-0.4 $\pm$ 2.7	0.5 $\pm$ 3.1	0.9
	KAR		0.95 $\pm$ 0.14	0.89 $\pm$ 0.16	0.90 $\pm$ 0.14	0.91 $\pm$ 0.14	1.0
	KHR		1.4 $\pm$ 0.3	1.3 $\pm$ 0.3	1.2 $\pm$ 0.3	1.3 $\pm$ 0.4	1.0
<b>Tobens fallhopp, PF</b>	FPPV(°) H		2.9 $\pm$ 12.5	0.0 $\pm$ 19.5	-0.03 $\pm$ 11.2	1.5 $\pm$ 14.2	0.9
	FPPV(°) V		0.0 $\pm$ 14.2	-2.5 $\pm$ 20.7	-4.8 $\pm$ 13.0	-1.0 $\pm$ 16.1	0.8
	FPP(%) H		0.7 $\pm$ 3.6	-0.9 $\pm$ 4.7	-0.3 $\pm$ 3.5	0.1 $\pm$ 3.8	0.9
	FPP(%) V		-0.4 $\pm$ 4.3	-1.9 $\pm$ 5.3	-2.3 $\pm$ 4.2	-1.0 $\pm$ 4.5	0.8
	KAR		0.87 $\pm$ 0.22	0.78 $\pm$ 0.23	0.81 $\pm$ 0.20	0.86 $\pm$ 0.21	1.0
	KHR		1.2 $\pm$ 0.40	1.1 $\pm$ 0.42	1.0 $\pm$ 0.33	1.1 $\pm$ 0.42	1.0

\*FPPV= Frontalplanvinkel (<0= medial plassering av kneet, >0= lateral plassering av kneet), FPP= frontalplansposisjon (<0= medial plassering av kneet, >0=lateral plassering av kneet). LB= lateralt bekkentilt, KAR= Kne-ankel seperasjonsratio, KHR= Kne-hofte seperasjonsratio, H=høyre, V=Venstre

#### 4.2.2 Visuell presentasjon av spredningen mellom testerne

Ved ettbens knebøy var det en gjennomsnittsspredning på 5.8°, 3.8° og 2.7% ved FPPV, LB og FPP (figur 10-12). For tobens fallhopp IC var gjennomsnittsspredningen av FPPV 4° og 5° på høyre og venstre side, 1.7% og 2.2% ved FPP på høyre og venstre side, mens variablene: KAR og KHR hadde en gjennomsnittsspredning på 0.08 og 0.26. Ved tobens fallhopp PF var det en gjennomsnittsspredning på 7.1° ved FPPV, for både høyre og venstre side, 2.2% og 2.3% ved FPP på høyre og venstre side, mens KAR og KHR hadde en spredning på 0.12 og 0.23. Plottene viser gjennomsnittsspredningem mellom de fire testerne (figur 10-13).

**Figur 10:** Spredningsdiagram for variabel; FPPV, høyre side, som viser spredningen mellom de fire testerne

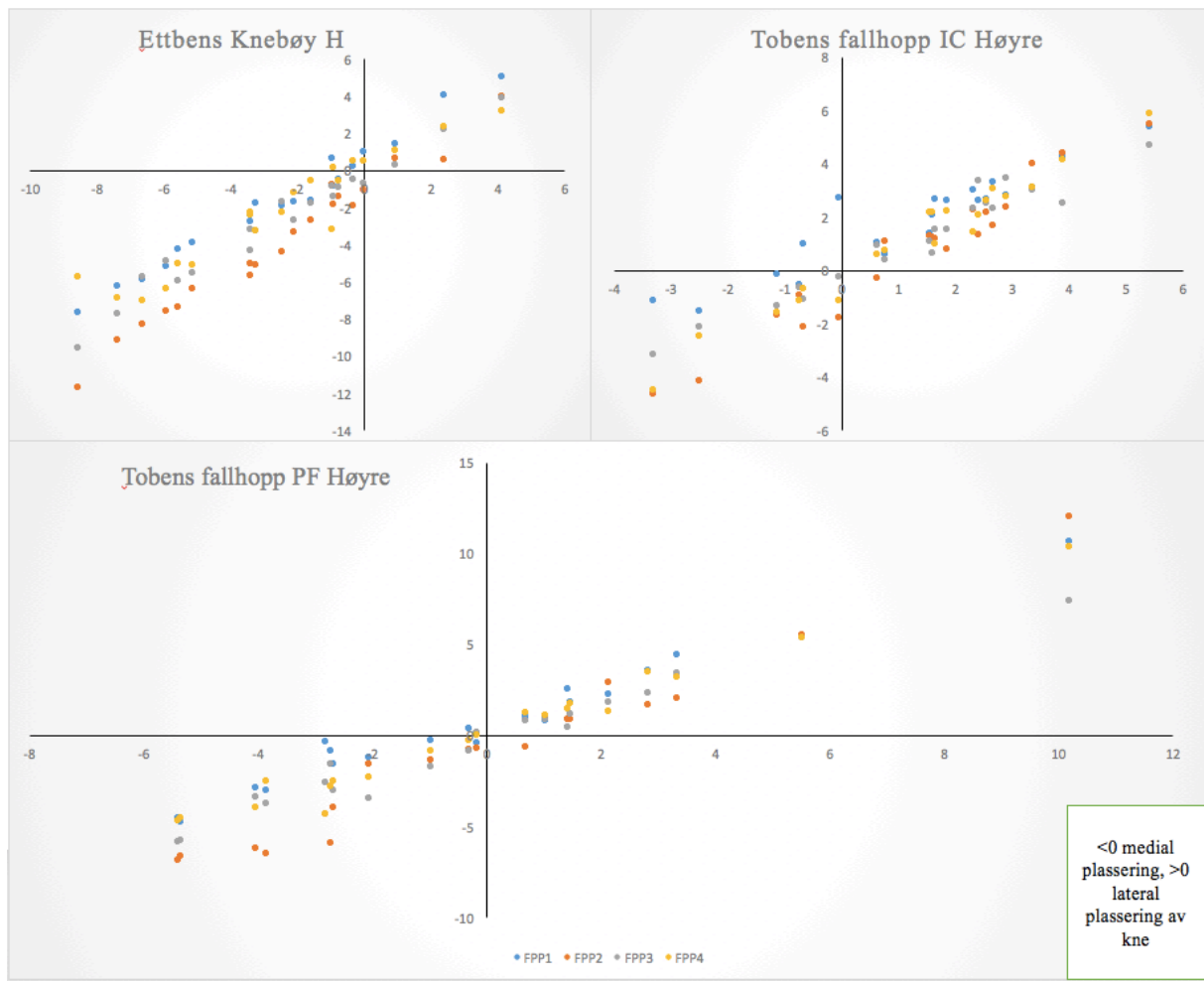


\*FPPV1= tester 1, FPPV2= tester 2, FPPV3=tester 3, FPPV4= tester 4.

IC= initial contact, PF= peak knee flexion.

X-aksen viser gjennomsnittet for målingen av hver enkelt spiller, mens y-aksen viser hver enkelt måling for de fire testerne.

**Figur 11:** Spredningsdiagram for variabel; FPP – høyre side, som viser spredningen mellom de fire testerne

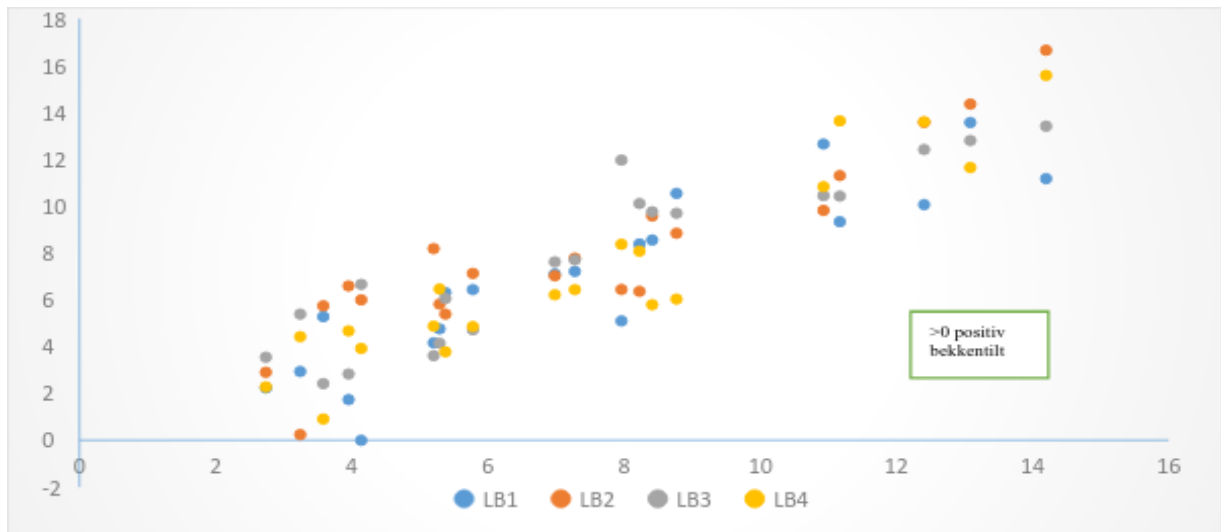


\*FPP1= tester 1, FPP2= tester 2, FPP3= tester 3, FPP4=tester 4.

IC= initial contact, PF= peak knee flexion.

X-aksen viser gjennomsnittet for målingen av hver enkelt spiller, mens y-aksen viser hver enkelt måling for de fire testerne.

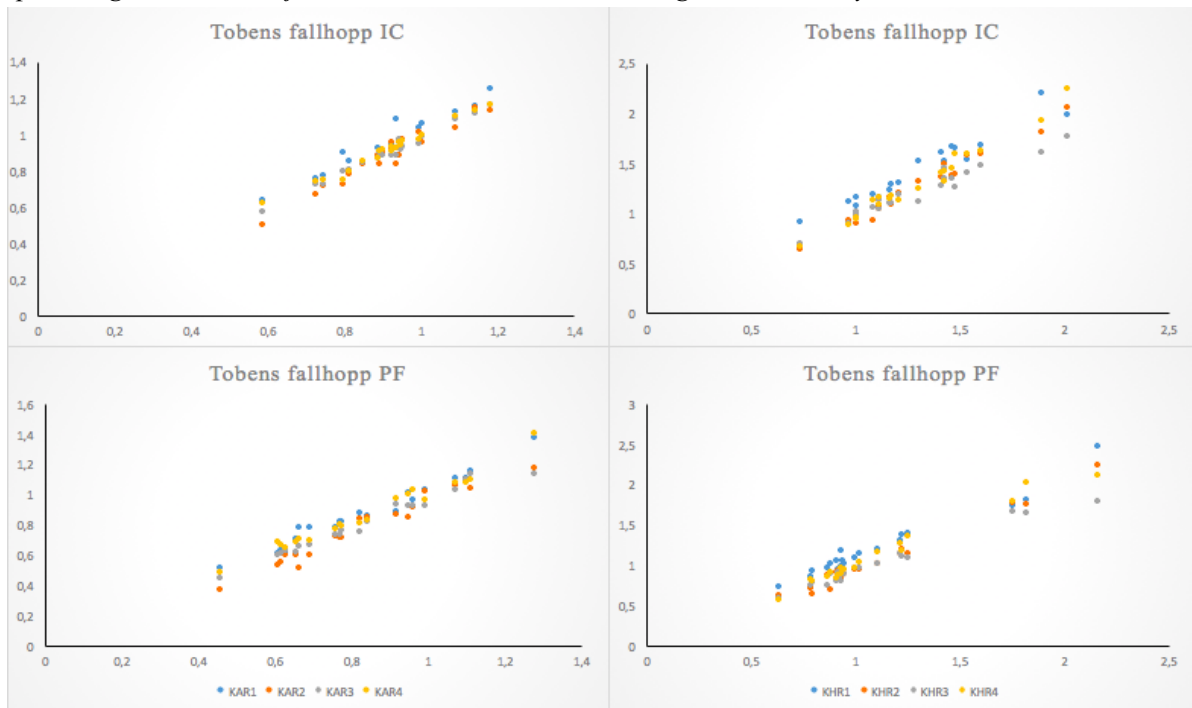
**Figur 12:** Spredningsdiagram for variabel; lateralt bekkentilt, som viser spredningen mellom de fire testerne



LB1=tester 1, LB2= tester 2, LB3= tester 3, LB4= tester 4.

X-aksen viser gjennomsnittet for målingen av hver enkelt spiller, mens y-aksen viser hver enkelt måling for de fire testerne.

**Figur 13:** Spredningsdiagram for variabel; kne-ankel- og kne-hofte seperasjonsratio, som viser spredningen mellom de fire testerne. KAR er til venstre og KHR er til høyre i bildet.



\*KAR/KHR1= tester 1, KAR/KHR2= tester 2, KAR/KHR3= tester 3, KAR/KHR4= tester 4.

IC= intial contact, PF= peak knee flexion.

X-aksen viser gjennomsnittet for målingen av hver enkelt spiller, mens y-aksen viser hver enkelt måling for de fire testerne.

### 4.3 Inter-tester reliabilitet til målemetodene

ICC-verdiene for variablene ved ettbens knebøy varierte fra 0.77- 0.88. Ved tobens fallhopp IC og PF varierte ICC fra 0.85 –0.91 og 0.91- 0.94 for de ulike variablene (tabell 3).

**Tabell 3:** Relativ reliabilitet er presentert med ICC ( 95% KI) og rang-korrelasjonskoeffisienten, Spearman's rho, mellom de fire testerne. Absolutt reliabilitet er oppgitt i standard error of measurement (SEM). Differanse (d) er oppført fra størst til minst forskjell mellom de fire testerne.

Test	Variabler	ICC (95% KI)	d	SEM	Spearman's rho
<b>Ettbens knebøy</b>					>0.7
	<u>FPPV</u>	0.88 ( 0.63-0.96)	4.8°-1.4°	6.6°	
	<u>FPP</u>	0.87 (0.64-0.95)	2.2%-0.6%	3%	
	<u>LB</u>	0.77 (0.61-0.89)	1.1°- 0.2°	1.7°	
<b>Tobens fallhopp, IC</b>					>0.8
	<u>FPPV H</u>	0.85 (0.71-0.94)	2.7°-0.1°	3.6°	
	<u>FPPV V</u>	0.89 (0.71-0.96)	4°-1°	5.5°	
	<u>FPP H</u>	0.85 (0.71-0.94)	1.2%-0.4%	1.6%	
	<u>FPP V</u>	0.89 (0.71-0.96)	1.8% -0.4%	2.4%	
	<u>KAR</u>	0.91 (0.80-0.96)	0.06-0.01	0.1	
	<u>KHR</u>	0.86 (0.65-0.95)	0.2-0.1	0.3	
<b>Tobens fallhopp, PF</b>					>0.8
	<u>FPPV H</u>	0.91 (0.83-0.96)	3.3°-0.03°	4.4°	
	<u>FPPV V</u>	0.93 (0.86-0.97)	4.8°-2.3°	6.6°	
	<u>FPP H</u>	0.92 (0.82-0.97)	1.6%-0.6%	2.1%	
	<u>FPP V</u>	0.94 (0.82-0.98)	1.9%- 0.4%	2.6%	
	<u>KAR</u>	0.92 (0.79-0.97)	0.09-0.01	0.1	
	<u>KHR</u>	0.91 (0.75-0.97)	0.2-0	0.3	

\*ICC = Intraclass korrelasjons koeffisient, KI=konfidensintervall, d= differanse, SEM= standard error of measurement =  $\sqrt{\text{Residual mean square}}$ . FPPV= frontalplan projeksjonsvinkel, FPP=frontalplanposisjon, LB= lateralt bekkentilt, KAR= kne-ankel separasjonsratio, KHR= kne-hofte separasjonsratio, H=høyre, V=venstre.

Rang korrelasjons koeffisienten viste positiv korrelasjon mellom de fire testernes rangering av spillerne (tabell 3). Det var en høy inter-tester konsistens med en rang korrelasjon koeffisient  $> 0.7$  for ettbens knebøy. For tobens fallhopp var konsistensen enda bedre, med en koeffisient  $> 0.8$  for både IC og PF.

#### 4.3.1 Absolutt reliabilitet for ettbens knebøy og tobens fallhopp - IC og PF

Størrelsen av SEM varierte fra  $4-7^\circ$  for FPPV ved ettbens knebøy og tobens fallhopp IC og PF, der variasjonen var størst ved ettbens knebøy og venstre bein ved tobens fallhopp PF. SEM av FPP varierte fra 1.6%-3%, og var minst ved tobens fallhopp IC, høyre bein (1.6%) og størst ved ettbens knebøy (3%). Variasjonen var også større på venstre bein enn høyre bein ved tobens fallhopp, både ved IC og PF. LB, målt ved ettbens knebøy, viste mindre variasjon sammenlignet med FPPV ( $1.7^\circ$  versus  $6.6^\circ$ ). KHR viste større variasjon enn KAR ved tobens fallhopp, både ved IC og PF, der SEM av KHR var lik ved IC og PF. Størrelsen av tilfeldige målefeilene var mer uttalt enn de systematiske målefeilene for alle variablene.

## 5.0 Diskusjon

Målet med denne studien var å undersøke inter-tester reliabiliteten av ulike 2D-videobaserte frontalmålinger ved ettbens knebøy og tobens fallhopp. Dette som en del av evalueringen av risikofaktorer for korsbåndskade hos kvinnelige elite håndball- og fotballspillere.

### 5.1 Ettbens knebøy og tobens fallhopp IC og PF

FPPV og KAR er to 2D-målinger som tidligere har blitt brukt til å verifisere deres evne til å kvantifisere og predikere dynamisk knevalgus ved ulike funksjonelle oppgaver, som ettbens knebøy og tobens fallhopp (Gwynne & Curran, 2014; McLean, 2005; Mizner, Chmielewski, Toepke, & Tofte, 2012; Ortiz et al., 2016). De er begge rapportert som lovende 2D-målinger for en slik analyse. FPP, KHR og LB er målinger som ikke har blitt sammenlignet med 3D måling og vi vet ikke noe angående deres validitet. Det er derimot viktig før en eventuelt vurdering av validitet, å ha kjennskapen til en metodes reliabilitet (Atkinson & Nevill, 1998).

Våre resultater indikerer at alle variablene ved både ettbens knebøy og tobens fallhopp viser utmerket relativ inter-tester reliabilitet (ICC: 0.77-0.94). De variablene vi har valgt å benytte i studien har potensialet til å kunne brukes som kostnadseffektive og akseptable målinger i større screeningprosesser.

Vi fant høyest ICC verdier ved tobens fallhopp PF, der  $ICC_{(3,1)}$ -verdiene var  $>0.91$ .

Sammenligner vi disse verdiene med tobens fallhopp IC, observerte vi generelt lavere verdier ved IC, men også lavere SEM. Lateralt bekkentilt, som hadde den laveste ICC-verdien blant alle variablene, hadde også en lavere SEM, sammenlignet med FPPV, som har lik måleenhet. Vi vet at ICC vil kunne gi feilinformasjon dersom verdiene mellom spillerne er heterogene, der ICC verdien vil kunne påvirkes positivt (Lexell & Downham, 2005). Vi ser det derfor som en fordel at vi har supplert med andre statistiske metoder.

For variablene KAR og KHR ved tobens fallhopp var variasjonen størst ved PF, unntatt for variabelen KHR, som var lik ved IC og PF. SEM av KAR var lavere enn KHR, både ved IC og PF. En større variasjonen ved KHR kan skyldes at HLS var med i beregningen, som kan bety at man er mer konsistente når man benytter ankelleddsenteret som et anatomisk



landemerke sammenlignet med HLS.

Vi fant minst variasjon mellom testerne ved tobens fallhopp IC, sammenlignet med tobens fallhopp PF, som vises med lavere SEM-verdier. Det var derimot enda større variasjon for de samme variablene målt ved ettbens knebøy. Ved tobens fallhopp IC og PF vil kneet typisk være mer ekstendert, spesielt ved IC, sammenlignet ved ettbens knebøy. 2D- målinger i frontalplan ved IC og PF virker til å være de mest reliable punktene når man sammenligner frontalplanmålingene mellom ulike testere.

Vi observerte generelt et høyt standardavvik for flere av variablene, særlig for FPPV, men denne spredningen var ganske lik blant testerne. Ved tobens fallhopp PF var det totale standardavviket hele 14.5° og 16.1° for høyre og venstre ben. Dette vil påvirke ICC-verdiene positivt, da variasjonen blant subjektene må være stor for at få høy reliabilitet (Portney & Watkins, 2009). Variablene ved tobens fallhopp PF viste generelt høyere standardavvik sammenlignet med ettbens knebøy og tobens fallhopp IC, men også høyere ICC-verdier. Vi undersøkte om subjektens målinger i studien var heterogene i ”between-subjekt” kolonnen i ANOVA tabellen (Portney & Watkins, 2009). For alle variablene var denne signifikant, som indikerer at målingene gjort på spillerne var heterogene.

Det var ingen signifikante forskjeller mellom testerne for noen av variablene ved ettbens knebøy eller tobens fallhopp ( $p \geq 0.05$ ). For FPPV ved ettbens knebøy var det en gjennomsnittsforskjell på nesten 5° mellom tester en og tester to. Spredningsdiagrammet viser tydelig en tendens til at tester 2 målte størst negative verdier, mens tester 1 målte lavest negative verdier. Den samme tendensen var observert ved FPP og LB ved ettbens knebøy (figur 10-12). Alle testerne brukte hver sine faste avstander for plassering av markørene på hoften, som kan ha hatt en påvirkning for alle variablene ved samme test. Statistikken viste derimot ingen signifikante forskjeller mellom testerne, som mest sannsynlig skyldes den store variasjonen vi observerte mellom spillerne, som resulterer i stor variasjon hos hver tester. Andelen av den systematiske målefeilen var derimot mindre enn den tilfeldige målefeilen for alle variablene, som også er vanlig (Atkinson & Nevill, 1998). Det betyr at variasjonen som stammer fra biologisk variasjon og/eller unøyaktigheter vedrørende testprosedyren har spilt en større rolle enn de systematiske målefeilene, som læringseffekten blant testerne (Portney & Watkins, 2009). Vi kunne tilført flere testrunder i forkant for å prøve å fange opp de

systematiske forskjellene mellom testerne. Ved å gjøre endringer i testprosedyren ville dette muligens ha redusert de forskjellen vi observerte mellom testerne.

Til å beregne FPP, normaliserte vi FPP til høyden fra ankelledd- til hoftenleddsenteret ved tobens fallhopp IC, som et surrogatmål på beinlengden. Vi observerte at spillerne varierte i landing i forhold til fleksjon i kne og hofte, men flertallet av spillere landet med relativt strake knær. Beinlengden tilsvarer omtrent 0.8m, som vurderes ut fra gjennomsnittshøyden til spillerne (1.7 m). En FPP på 3% vil med dette utgangspunktet være i underkant av 2.5 cm ( $0.8 \cdot 3\%$ ).

SEM var større på venstre ben sammenlignet med høyre ben ved IC og PF, både for FPPV og FPP. Denne forskjellen var mest uttalt ved målingen av FPPV, der forskjellen på SEM var på ca.  $2^\circ$  mellom venstre og høyre bein, både ved IC og PF. Det ble observert gjennom videoanalysen av testen, at spillerne ofte landet forskjellig med høyre og venstre bein. Vi målte større gjennomsnittsmålinger på venstre bein sammenlignet med høyre bein, både for FPPV og FPP, som kan være en av grunnene til denne forskjellen. For FPPV ved tobens fallhopp PF spredte verdiene seg fra -15, + 51 på høyre side og -23, + 53 på venstre side. ICC-verdiene var også høyere på venstre bein enn høyre bein, både for FPPV og FPP, som igjen kan skyldes større heterogenitet på målingene på venstre bein.

Størrelsen av SEM er alene ikke enkel å tolke siden vi ikke vet hvor mye av variasjonen som stammer fra forskjellen i gjennomsnittet og hvor mye som er tilfeldig feil. Man vil typisk se at andel av tilfeldig feil øker når verdiene på en måling øker (Hopkins, 2000). Her vil det være enklere å uttrykke variasjonen i målingene som variasjonskoeffisient, hvilket kan gjøres ved å dele variasjonen på det totale gjennomsnittet. Verdiene vil også være uavhengig av enheten til målingene og dermed enklere å sammenligne med andre måleenheter og andre studier (Lexell & Downham, 2005; Portney & Watkins, 2009). Det kunne for eksempel vært nyttig å uttrykke SEM i prosent for LB og FPPV ved ettbens knebøy for å sammenligne disse to verdiene. Siden spredningen av målingene var større for FPPV enn LB er det ikke sikkert at variasjonen er lavere for LB enn FPPV kunne vi uttrykke SEM i prosent. Det samme gjelder variablene ved tobens fallhopp, der vi observerte større variasjon på venstre bein, som igjen kan skyldes større spredning på målingene. Det vil derimot ikke gi mening å uttrykke SEM i prosent for

variabler med negative verdier, som FPP, LB og FPPV (Atkinson & Nevill, 1998).

Variasjonen for FPPV uttrykt i prosent, vil ved tobens fallhopp PF være  $400\% \left( \frac{4.4^\circ}{1.1^\circ} * 100 \right)$ .

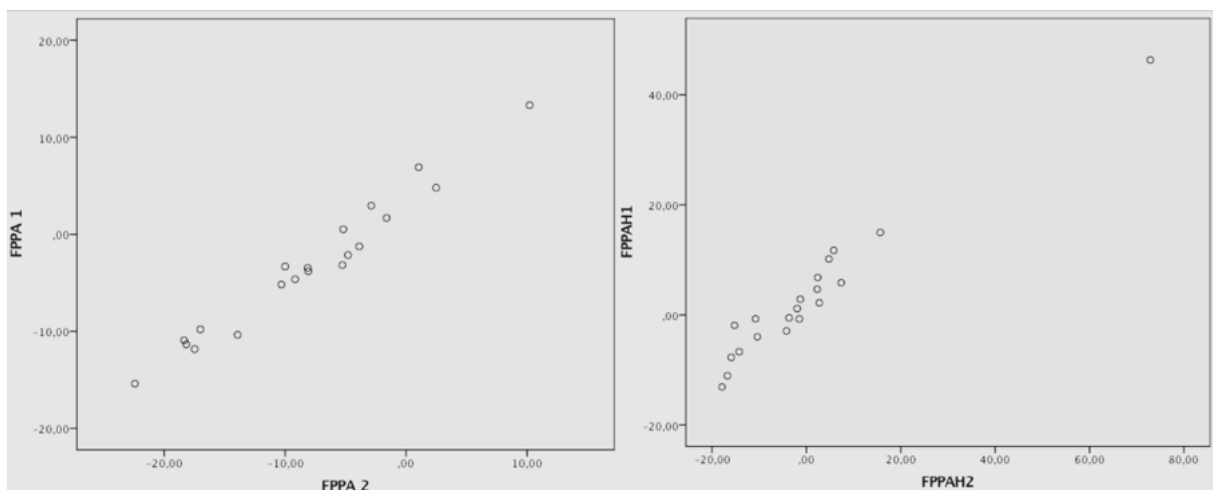
SEM vil gi et estimat på et intervall hvor en persons sanne skår med 68% sannsynlighet vil ligge, mens  $\pm 2$  SEM gir en indikasjon på den minste endringen en måling må ha for at den kan betraktes som statistisk signifikant (Thomas et al., 2015). Det sier noe om endringen er reelle eller om det kun er målefeil. Når man utfører repeterte målinger vil det være mer sikkert å inkludere et 95% KI. Skulle vi målt effekten av en intervensjon ved å benytte ettbens knebøy og en spillers FPPV ikke var endret med  $> 13^\circ (6.6^\circ * 2)$ , kunne vi ikke sagt at intervensjonen hadde en signifikant effekt på underekstremitetenes kontroll under ettbens knebøy. Dette er hvis målingene utføres av forskjellige testere. For å fastslå om en reell endring faktisk har skjedd er man avhengig av en relativ stor forskjell i skår. En studie fra 2015 konkluderte derimot med at en 6 ukers intervensjon med teknikktraining ville kunne gi meningsfulle endringer av underekstremitetenes kontroll ved ettbens knebøy. De fant at kvinnene i studien reduserte FPPV med et gjennomsnitt på  $> 8.1^\circ$  etter 6 ukers teknikktraining, som i vårt tilfelle er større enn SEM, men ikke større enn den minste reelle endring (Dawson & Herrington, 2015). Målingene av FPPV i denne studien var utført av en tester og er derfor mer sammenlignbar med studien til Munro et al., (2012), som også undersøkte test-retest reliabiliteten av 2D FPPV ved ettbens knebøy. Denne studien fant at den minste reelle endring måtte være  $> 8.9^\circ$  som er nærme den gjennomsnittlige endringen av FPPV ved 6 ukers teknikktraining (Munro et al., 2012). Resultatene i vår studie viser med størrelsen av SEM, som et estimat for presisjon, at det er en grad av tilfeldig feil i målingene.

## **5.2 Identifisering av høy-risiko spillere**

Vi fant en sterk inter-tester konsistens av målingene og rangering av spillerne for både ettbens knebøy og tobens fallhopp (Spearman's rang-korrelasjon =  $> 0.7$  og  $> 0.8$ ). Dette betyr at rangeringen av spillerne reliabelt kan reproduseres mellom testere. For screeningstester er det i tillegg vesentlig at når en test repeteres blir spillere som identifiseres som høy-risiko, identifisert hver gang. Det er tidligere foreslått at knevalgus er en risikofaktor for en korsbåndskade (Hewett et al., 2005). Vi har benyttet flere mål på knevalgus, der FPPV er en

av variablene som ofte blir beregnet ved 2D-videoanalyse. For å kartlegge spillere i høy-risiko for skade, kunne vi beregnet et gjennomsnitt av målingene til de fire testerne og valgt ut 30% av spillerne (seks spillere) med høyest risikoverdier. Hvis vi i vårt studie hadde valgt ut 30% av spillerne med høyest utslag av FPPV ved ettbens knebøy, ville alle spillerne (seks av seks) i høy-risikogruppen vært inkludert hos alle testerne. For tobens fallhopp PF ville kun 65% (fire av seks) vært inkludert (figur 14). Vi observerte flere store negative verdier av FPPV ved ettbens knebøy sammenlignet med tobens fallhopp, der FPPV ved tobens fallhopp hadde flere like, men også færre store negative verdier. Dette kan være en årsak til at det ville vært bedre samsvar i rangeringen av høyrisiko-spillere ved ettbens knebøy. Tobens fallhopp IC er ikke vurdert, da verdiene var tett på null og få verdier kunne betraktes som høy-risiko verdier.

**Figur 14:** Eksempel på rang-korrelasjonen mellom testerne ved ettbens knebøy og tobens fallhopp PF. Gjennomsnittet av de 20 spillerne er plottet for tester en mot tester to. Ettbens knebøy er til venstre og tobens fallhopp PF er til høyre i bildet.



\* Y-aksen representerer tester en, x-aksen tester to. Plottet representerer 20 spillernes gjennomsnitt.

### 5.3 Resultatenes implikasjoner

3D-bevegelsesanalyse er blitt referert som gullstandarden i screening av utøvere med nedsatt motorisk kontroll. Et problem i praksis er at det vil være mange som ikke har midlene som kreves for å gjennomføre så omfattende og dyre undersøkelser, som 3D-bevegelsesanalyse. Det er vist at 2D-videoanalyse i frontalplan av kneets bevegelser korrelerer med 3D-

bevegelsesanalyse (Gwynne & Curran, 2014; McLean, 2005). En slik alternativ metode for å analysere bevegelser, vil være en mer kostnadseffektiv og mindre tidskrevende metode. Fra et skadeforebyggende perspektiv er det vesentlig å ha tester som er valide, men også reliable. Flere intervensjonsprogrammer har tidligere blitt designet for å redusere skaderisikoen for korsbåndsskader, men det er flere som diskuterer behovet for mer spesifikke forebyggende treningsprogram for utøvere i risiko for skade (Gagnier, Morgenstern & Chess, 2013; Grimm, Jacobs, Kim, Denney, & Shea, 2015). Både ettbens knebøy og tobens fallhopp er to tester som ikke tar mye så tid og kan raskt og enkelt gjennomføres. I denne studien har vi undersøkt inter-tester reliabiliteten av ulike 2D-videobaserte målinger ved ettbens knebøy og tobens fallhopp, som er brukt i screeningen av risikofaktorer for en korsbåndsskade. Denne studien vil dermed kunne gi en indikasjon på kvaliteten av målingene i den større prospektive kohortstudien. Formålet med screeningstestene som er anvendt i kohortstudien er forhåpentligvis å kunne identifisere ulike risikofaktorer, der økt forståelse rundt risikofaktorer vil kunne hjelpe med å lage mer spesifikke forebyggende treningsprogrammer. Selv om det i dag ikke finnes screeningstester som kan predikere idrettskader er det fortsatt relevant å vite om testene har potensialet til å identifisere risiko.

Vi fant ingen signifikante forskjeller mellom testerne, selv om vi observerte relative store gjennomsnittsforskjeller for flere av variablene. Det betyr at et avvik mellom målingene må være relativt stor for å oppdage det, når flere testere er involvert. Vi kunne gjennom mer trening og kjennskap til analysene forbedret enigheten mellom testerne. En modifisering av protokollen i kohorten vil derimot kunne påvirke dataen som allerede er innsamlet med dataen fra de modifiserte analysene. Istedenfor kunne vi ha tilført en ny analyse med en modifisert protokoll og sammenlignet disse med resultatene våre for å se om det ville gitt samme resultat.

En fordel med at vi har valgt å presentere reliabiliteten både som relativ og absolutt gjør at vi kan gi en indikasjon på kvaliteten av målingene i den større prospektive kohortstudien, samtidig kjenne til den tilfeldige variasjonen når ulike testere foretar målingene. ICC gir et estimat av relativ reliabilitet for konsistensen av 2D-målingene. ICC gir imidlertid ikke informasjon om nøyaktigheten av de ulike målingene. SEM som et mål for absolutt reliabilitet

kan brukes til å forbedre den kliniske beslutningsprosessen, da SEM oppgir målefeil uttrykt i samme måleenhet som variablene. Å kjenne til de ulike variablene sin målefeil vil kunne hjelpe klinikere/forskere med å vurdere om en endring av en utøvers prestasjon skyldes en reelle endring eller om det kun er en målefeil. Ut fra resultatene våre observerte vi at FPPV er en variabel som viser relativt stor variasjon mellom ulike testere, spesielt ved ettbens knebøy og tobens fallhopp PF (4.5-7°). For denne variabelen vil det kunne være vanskelig å fange opp en endring utover målefeilen. FPPV er et hyppig anvendt mål i vurderingen av knekontroll, men som resultatene viser vil det kunne være viktig å supplere med andre mål på knevalgus utover denne variabelen. Flere av målingene vi har benyttet har ikke tidligere blitt sammenlignet med 3D-målinger i henhold til å bekrefte deres validitet. Vi har i tillegg kun litteratur angående FPPV og KAR til sammenligning av våre konsistensresultater. Studien vil derimot bidra med nye resultatet for inter-tester reliabilitet for LB, FPP og KHR. Det som fremdeles er uklart er om disse variablene er gode indikatorer for knevalgus.

Målet med denne studien var å kartlegge inter-tester reliabiliteten av fem ulike variabler hos utvalgte testere for en bestemt studie. Resultatene bør derfor ikke sammenlignes kritikkløst med andre utvalgsgrupper, da vi vet at en målemetode både er knyttet til utvalget de er vurdert på og forholdene rundt testingen (Portney & Watkins, 2009). Det er som tidligere nevnt viktig at man selv fastslår reliabiliteten til målemetoden man benytter seg av, selv om den allerede er beskrevet i litteraturen (Beyer & Magnusson, 2003). Da vil man vite mer sikkert hvordan man kan vektlegge de forskjellene man observerer ved testing.

#### **5.4 Sammenligning av resultater**

Når vi skal sammenligne resultatene i studien med andre lignende studier, er det flere ting man bør tenke på vedrørende metoden, særlig når det gjelder utvalget og testprosedyren. Det er to studier som har undersøkt inter-tester reliabiliteten av ulike 2D-videobaserte variabler ved tobens fallhopp. Mizner et al., (2012) rapporterte identiske ICC-verdier for kne-ankel separasjonsratio (PF) på 0.92, mens en litt lavere ICC for FPPV (PF) på 0.89 (Mizner et al., 2012). Ortiz et al.,(2016) rapporterte også utmerket ICC-verdier for både FPPV og KAR, der ICC for KAR (PF) var 0.96, mens ICC for FPPV (PF) var 0.95 og 0.93 for dominant og ikke dominant ben. 81% av de med dominant ben var høyre, mens 19% var venstre.

I vår studie er først og fremst utvalget vårt spesielt, hvor vi kun har elite kvinnelige håndball- og fotballspillere. Det er også en del ulikheter i forhold til metoden vår sammenlignet med de to andre studiene. Vi undersøkte for inter-tester reliabiliteten mellom fire testere ved både tobens fallhopp og ettbens knebøy. Mizner et al.,(2012) og Ortiz et al., (2016) undersøkte ulike 2D-videobaserte variabler ved tobens fallhopp, der de benyttet to og tre testere, samtidig undersøkte de også for intra-tester reliabiliteten. Mizner et al.,(2012) hadde et utvalg på 36 kvinner med i studien, der utvalget også var elitespillere. Disse var innenfor idretter som fotball (n=9), volleyball (n= 7), tennis (n= 9) og basketball (n=11) (Mizner et al., 2012). Ortiz et al., (2016) hadde et utvalg på 16 utøvere. I studien referet til rapporteres det ikke om spesifikke idretter, bare at deltagerne var fysisk aktive på høyskole nivå (25.5 ±2 år ). Det var både kvinner og menn med i denne studien, hvor kun sju var kvinner (Ortiz et al., 2016). Med hensyn til utvalget er studien til Mizner et al.,(2012) nærmest vår studie. Denne studien benyttet også samme testprotokoll for fallhopp testen som vi brukte i vår studie, men studien valgte kun et gyldig testforsøk i analysen. Studien valgte i tillegg å beregne FPPV og KAR uten markører eller tape. I den andre studien benyttet de SIAS, midtpunktet på patella-, låret- og området mellom laterale og mediale malleol som anatomiske landemerker (Ortiz et al., 2016). I studien til Ortiz et al.,(2016) benyttet de en 40cm boks ved fallhopp testen, som er forskjellig fra studien vår. De valgte gjennomsnittet av fire forsøk per utøver, noe som er mer likt med analysene våre. Studien hadde noe høyere ICC-verdier enn det vi fant i vår studie, især ved måling av variabelen KAR, der en av grunnene kan være i forhold til hvordan de kalkulerte ICC. Studien valgte i likhet med oss å bruke enkeltmåling, men i kontrast benyttet de ICC<sub>2,1</sub>. Dette har nok ikke påvirket til høyere ICC verdier, heller omvendt (Portney & Watkins, 2009). Studien har ikke beskrevet hvilken type ICC (enighet eller konsistens) de har valgt å bruke, som vi vet kan påvirke til lavere eller høyere verdier (Kim, 2013). Studien hadde i likhet med vår studie også heterogene målinger blant utvalget, som sannsynligvis har påvirket til høye ICC-verdier (Ortiz et al., 2016).

Ingen av studiene har presentert SEM eller andre variasjonskoeffisienter som mål på absolutt reliabilitet ved inter-tester reliabilitet. Det å ha kjennskap til målefeilen til en bestemt metode vil være viktig når man skal evaluere om endringer mellom målinger skyldes et reelt funn eller bare målefeil. En fordel med å ha andre studier å sammenligne verdiene med, er at vi

enkler vil kunne si noe mer presist angående størrelsen av variasjonen til målemetodene. Det er derimot tre studier som har rapportert SEM-verdier ved undersøkelse av intra-tester- og test-retest reliabilitet ved både tobens fallhopp og ettbens knebøy (Gwynne & Curran, 2014; Munro, Herrington, & Carolan, 2012; Ortiz et al., 2016). Studiene rapporterte en SEM for FPPV som varierte fra 1-4°, der resultatene viste lavest SEM-verdier ved intra-tester reliabilitet (<2°) sammenlignet med test-retest reliabilitet. Ortiz et al., (2016) rapporterte i tillegg en SEM på 0.03 for variabelen KAR ved tobens fallhopp (PF) for alle tre testere (intra-tester), som også er lavere enn de SEM-verdiene vi rapporterte (Ortiz et al., 2016). Vanligvis vil man forvente en bedre reliabilitet ved intra-tester enn ved inter-tester reliabilitet, som resultatene i studiene også viser (Gadotti et al., 2006).

Vi kjenner ikke til andre studier som undersøker inter-tester reliabiliteten av 2D-målinger ved ettbens knebøy, og vi kan ikke vite om våre resultatene er i samsvar med tidligere funn. Ingen studier har rapportert reliabiliteten for verken 2D FPP, LB eller KHR.

## **5.5 Metodebegrensning**

Det er flere komponenter vedrørende metoden vår som kan ha vært med på å påvirke resultatet i studien, herunder testprosedyre, analyseteamet, studiedesign, utvalget og de statistiske metodene.

### **5.5.1 Testprosedyre**

Vi fulgte en delvis-standardisert testprotokoll, som var utarbeidet før studiestart. Valget av stillbilder var gjort separat for hver tester. Det kan ha ført til at testerne har valgt forskjellige stillbilder, da syn på hva som var det dypeste punktet ved fallhoppstesten, eller ved tidspunktet snora berørte bakken ved ettbens knebøy, kan ha vært forskjellig. For å kartlegge om dette hadde noen stor betydning i utregning av de ulike variablene, ble det gjort analyser på flere stillbilder for samme spiller, først og fremst på de stillbildene hvor det kunne oppstå usikkerhet om hvilket som var det riktige. Her anså vi at denne eventuelle feilkilden var såpass liten og ville ha minimal betydning for analysene. Vi fant for eksempel en forskjell på 0.3°-1° for FPPV og 0.1%-1% for FPP med andre stillbilder ved både ettbens knebøy og tobens fallhopp.



Valget av markører og plasseringen av disse, især omkring hoften kan påvirke størrelsen av knevalgusvinkelen ved både ettbens knebøy og tobens fallhopp. Det vil være umulig å være helt konsistente når det gjelder plassering av markørene på henholdsvis hofte, kne og ankel, og variasjonen av en måling kan være forholdsvis stor kun ved små avstander etter hvor de plasseres (Mok et al., 2015). Flere andre reliabilitetsstudier peker på utfordring når det gjelder konsistensen av markørplassering mellom testsesjoner (Gwynne & Curran, 2014; Mok, Petushek, & Krosshaug, 2016). Det vil, selv med en standardisert markørplasseringsprotokoll, være en grad av variasjon. Studiene som tidligere har undersøkt inter-tester reliabiliteten har benyttet forskjellige anatomiske landemerker for markørplassering og det gjør at vi også må være forsiktig når vi sammenligner resultatene.

En særlig utfordring vedrørende plassering av hoftemarkørene var når noen av spillere landet med overdreven fleksjon av overkroppen og dermed dekket tapen på SIAS. Det gjorde at spillerens hofteposisjon var vanskeligere å vurdere, da bekkenet var dekket av overkroppen. Vi plasserte derimot markørene på hoftene når spilleren var i utgangsposisjon, da tapen var synlig, slik at avstanden mellom markørene var konstant under hele utførelsen. En mer avansert analyse, som 3D, ville nok selv om ha resultert i en bedre enighet mellom testerne i valget av markørplasseringen.

Vi valgte å benytte HLS som en av plasseringene for markørene våre. I en studie fra 2013 ble det rapportert at HLS er et bedre anatomisk landemerke enn for eksempel trochanter major, da HLS som er estimert basert på bekkenmarkører er mindre utsatt for bløtvevs artefakter (Camomilla, Cereatti, Chèze, & Cappozzo, 2013). I studien til Mizner et al.,(2012) valgte de ikke å benytte markører eller tape i beregningen av av verken FPPV eller KAR. De fikk allikevel høye ICC verdier for begge målingene, som både er sammenlignbar med studien til Ortiz et al.,(2016) og vår studie. Ved at man oppnår slike resultater uten markører eller tape er positiv med tanke på tidsbesparing i en vanlig klinisk setting eller i en større screenings situasjon.

Vi observerte at en av spillerne ved tobens fallhopp PF hadde et målt gjennomsnitt av FPPV på 52°, der den høyeste verdien var målt til 73°. Denne spilleren ble observert i å lande i en

dyp posisjon, der hoftemarkøren lå nesten på lik høyde med knemarkøren. Når hofteladdets høyde nærmer seg kneleddets høyde vil 2D FPPV være  $\pm 90^\circ$ . Det er studier som har rapportert at FPPV har tendens til bli målt større med 2D sammenlignet med 3D, da det ikke er mulig skille bevegelser som skjer i transversalplan fra frontalplan (McLean, 2005; Ortiz et al., 2016). En innoverrotasjon av hoften kombinert med knefleksjon vil kunne resultere i større knemålinger i frontalplan (McLean, 2005). Målingene vil derfor ikke alltid representere korrekt knevalgus (Stensrud et al., 2011). Det ene eksemplet av spilleren i studien vår viser at FPPV vil være et dårlig mål på knevalgus jo mer horisontalt lårbeinet står. Flere av spillerne som vi observerte ved tobens fallhopp landet ellers med relativt liten grad av fleksjon i hofte og kne, og FPPV vil dermed være et mer gyldig mål på valgus. Ved ettbens knebøy, skulle snora berøre bakken for at forsøket skulle være gyldig. Det gjorde at spillerne ofte var dypere ned i posisjon sammenlignet med tobens fallhopp. Det er også rapportert at man observerer større knefleksjon assosiert med ettbens knebøy, sammenlignet med tobens fallhopp (Stensrud et al., 2011). Måling av FPPV vil derfor kunne være høyere ved ettbens knebøy selv med lik posisjon (valgus/varus) av kneet. Målingen av knevinklene ved ettbens knebøy er derimot mer sammenlignbare med hverandre, da snora skulle berøre bakken idet spilleren hadde ca.  $90^\circ$  fleksjon i kneet.

Willson & Davis (2008) fant en dårlig korrelasjon mellom 2D FPPV og 3D knevalgus under ettbens knebøy, som er i kontrast med funnene til Mclean et al., (2005) og Gwynne & Curran (2014) som fant god korrelasjon. En grunn til denne uoverensstemmelsen kan være i forhold til når FPPV ble målt under testene. I vår studie målte vi ikke graden av knefleksjon under tobens fallhopp, og selv om vi kontrollerte dette med en snor ved ettbens knebøy, vil man typisk kunne lene seg mer fremover, som vil kunne påvirke til mindre knefleksjon ved ettbens knebøy.

Hoftebevegelser som foregår i frontalplan og transversalplan har fått økt fokus i flere nyere studier (Ortiz et al., 2016; Whatman et al., 2013a). I studien til Ortiz et al., (2016) valgte de en forholdsvis ny metode for å kalkulere FPPV, der de benyttet ankelleddet som utgangspunkt i beregningen av vinkelen, i stedet for kneleddet. Denne metoden viste seg å korrelere bedre med 3D-metoden sammenlignet med den andre metoden hvor kneleddet er benyttet. Målingene var i tillegg mer nøyaktig, sett ved en smalere 95% konfidensintervall og lavere

SEM. En mulig forklaring kan være at det foregår mindre påvirkning fra bevegelser i transversal plan, da kun kne- og ankelbevegelser er med i beregningen (Ortiz et al., 2016).

### 5.5.2 Analyseteamet

Når inter-tester reliabiliteten skal vurderes i en studie er vi avhengig av hvor godt testerne utfører målingene. Vi valgte å bruke et analyseteam som hadde ulik erfaring med testing, der to av personene hadde utført lignende testing tidligere, mens de to masterstudentene var mindre erfarne testere. Dette vil nødvendigvis ikke ha noe si, da erfaring ikke er en garanti for kvaliteten av målinger (Portney & Watkins, 2009). En studie fra 2014 rapporterte at hvis man anvender en standardisert metode, vil en kunne reliabelt klassifisere underekstremitetens bevegelsesmønstre uavhengig av erfaring. I studien ble målingene utført på ettbens knebøy (Harris-Hayes et al., 2014). Våre funn vil kunne generaliseres til andre helseprofesjoner med ulik nivå av erfaring.

Før vi undersøkte for inter-tester reliabilitet hadde det ideelle vært å undersøke intra-tester reliabilitet. Ved å undersøke intra-tester reliabiliteten ville det gitt oss kjennskap til kvaliteten av hver enkelt testers målinger for de to testene. Det vil være, selv med en detaljert testprotokoll og trening, uenigheter i vurderinger når forskjellige tester undersøker det samme (Portney & Watkins, 2009). Til å beregne intra-tester reliabilitet kunne vi ha tilført en ekstra runde med videoanalyse. Dette ville krevd mye tid, da det ville vært nødvendig med evaluering av reliabiliteten for alle fire testere. Vi gjorde derimot andre tiltak for å sikre kvalitet i målingene. To testrunder med analyse av fem og ti spillere ble utført før selve reliabilitetsrunden, der vi justerte for faktorer som kunne bidra til systematiske feil, som valg av markørplassering og stillbilde. Gjennom denne pilottesting, sikret vi dermed større konsistens mellom testerne. Vi viste derimot ikke helt nøyaktig hvor stor forskjellen var mellom testerne, da vi ikke gjorde en analyse av variablene i SPSS.

### 5.5.3 Studiedesign

Ved å undersøke inter-tester reliabiliteten til to av de anvendte testene, ettbens knebøy og tobens fallhopp, gir det oss informasjon angående kvaliteten av målingene som er gjort i studien. Resultatene våre vil hovedsakelig benyttes for kohortstudien, der vi har vært ute etter

å kartlegge inter-tester reliabiliteten av en bestemt gruppe testere for én spesifikk studie og dens datainnsamling. Vi har valgt å følge en delvis standardisert testprotokoll, som beskriver reliabiliteten med et moderat nivå av standardisering, som også er lik prosedyren i selve kohorten. Selv om den ikke beskriver reliabiliteten som den er i en typisk klinisk setting, som en ikke-standardisert tilnærming, vil den fortsatt være mulig å oppnå i en klinisk setting (Carter et al., 2011). Vi kunne valgt en enda mer detaljert utforming, hvor vi bedre kunne ha kontrollert faktorer som kan ha påvirket resultatene våre. Følger man en ekstrem høy standardisert tilnærming, vil det kunne gi kunstig høy reliabilitet. Ønsker man å benytte testene senere, enten i forskning eller i klinikken av andre testere, vil det heller ikke være hensiktsmessig med en standardisering som er utformet med alt for strenge kriterier, da det vil ta for mye tid og ressurser. Mizner et al., (2012) som rapporterte høye ICC-verdier uten å benytte tape eller markører er svært lovende, da disse hjelpemidlene legger til mye tid.

Den beste måten å undersøke inter-tester reliabilitet er når alle testerne kan utføre en enkel måling av et subjekt, hvor testerne kan observere subjektet samtidig og uavhengig. Dette er med på å eliminere en sann forskjell i en skår, som en kilde til målefeil når resultatene sammenlignes (Portney & Watkins, 2009). Vi vil derfor kunne vite at forskjellene som observeres mellom testerne ikke er forårsaket av endringer hos spilleren eller endring av instrumentet som er benyttet.

#### 5.5.4 Utvalget

Denne studien er utført på en homogen gruppe kvinnelige elite håndball- og fotballspillere med tanke på de antropometriske dataene (vekt, høyde, alder). Spillerne som er inkludert i reliabilitetsanalysen, er en undergruppe av den prospektive kohortstudien, som undersøker risikofaktorer for en korsbåndskade, og reliabilitetsresultatene vil hovedsakelig være rettet mot denne studien.

Selv om spillerne i studien vår var en homogen gruppe med hensyn til de antropometriske dataene, var det likevel stor spredning i målingene, især for FPPV. Mizner et al.,(2012) og Ortiz et al.,(2016) observerte også stor spredning for FPPV, som er i tråd med resultatene fra vår studie (Mizner et al., 2012; Ortiz et al., 2016). På et lite utvalg vil ”uteliggere” eller

ekstreme verdier kunne påvirke gjennomsnittsverdien, som vil bidra til tilfeldige målefeil og dermed påvirke reliabiliteten til målingene. Vi kunne valgt en grenseverdi for hvor stor individuell målevariasjon som tillates før en spiller ekskluderes fra analysene. Dette kunne vært en faktor som hadde påvirket reliabiliteten til målingene.

Kvaliteten på videoene har variert i forhold til hvilket år spillerne ble testet, der redusert bildekvalitet kan ha påvirket analysene. Sportstapebitene var mer utydelig på de eldre videoopptakene fra 2009, som gjorde det vanskeligere å identifisere de anatomiske landemerkene, som igjen kan ha ført til større variasjon i markørplassering. Det var også en utfordring når det gjaldt å velge korrekt stillbilde, da det var vanskeligere å vurdere det tidspunktet når snora berørte bakken ved ettbens knebøy eller ved hælens første berøring ved tobens fallhopp.

#### 5.5.5 Valg av statistiske metoder

Vi valgte å kjøre parametriske tester for alle variablene ved både ettbens knebøy og tobens fallhopp, selv om kun to av variablene ved tobens fallhopp PF var normalfordelt (FPP høyre og KAR). Parametriske tester er ofte foretrukket innenfor statistikken, da de gir mer omfattende analyser, sammenlignet med ikke-parametriske tester (Altman & Bland, 2009). Vi har valgt å støtte oss til sentralgrenseteoremet, der fordelingen av variablene vil nærme seg normalfordelingen når utvalgsstørrelsen øker. I et datasett hvor det finnes noen ekstreme observasjoner vil et gjennomsnitt påvirkes mer enn median. I slike tilfeller vil median være et mer robust mål (O'Donoghue, 2012). I vårt tilfelle var det kun minimale forskjeller mellom median og gjennomsnitt for variablene som ikke viste normalfordeling, og dette forsikrer ytterligere at det er trygt å bruke parametriske tester. For ordens skyld kjørte vi en ikke-parametrisk test for variablene som ikke var normalfordelt, der fordelingen var lik blant alle testerne ( $p > 0.05$ ).

Valg av ICC modell kan påvirke størrelsen av ICC, men det er først og fremst hvis det er stor grad av systematiske feil i målingene. Dette vil være viktig å ha kjennskap til dersom man vil sammenligne mellom ulike modeller. Det er derimot ingen referanseverdi angående hva som er akseptert størrelse av eventuelle systematiske feil og hvor mye det vil kunne påvirker

størrelsen av ICC (Portney & Watkins, 2009).

Generelt vil ICC modell 2 gi lavere verdier enn modell 3, med det samme datasettet (Portney & Watkins, 2009). I vår studie har vi valgt ICC modell 3, som kun tar høyde for tilfeldig feil. Vi kjørte i tillegg en analyse med modell 2, for å undersøke om det viste noen forskjeller ved valg av modell (vedlegg 6). Analysene viste ingen forskjell og vi kan være trygge på at verdiene mest sannsynlig ikke er overestimert, da modell 2 viste de samme verdiene (Portney & Watkins, 2009). Det var derimot en forskjell når vi valgte type ICC, som enten konsistens eller enighet, der enighet viste lavere verdier ved alle målingene.

Vi vil kunne forbedre reliabiliteten ved å redusere antall målefeil. I vårt tilfelle ville en større utvalgsstørrelse, flere antall forsøk for hver test, eller tilførelsen av flere testrunder bidratt i forbedringen av reliabiliteten. Dette er fordi tilfeldige målefeil for hver måling har tendens til å minskes når flere målinger blir tilført i beregningen av et gjennomsnitt (Hopkins, 2000). Vi kunne også, som tidligere nevnt, gjennomført en grundigere opplæring av testerne i forkant av studien, der samkjøringen mellom testerne kunne vært bedre. Andre studier som har undersøkt inter-tester reliabilitet, har vanligvis inkludert to eller tre testere. I vår studie inkluderte vi fire testere, og vi kan derfor kartlegge mer presist i hvilken grad metodene er reliabel.

Reliabiliteten i vår studie ble beregnet ut fra heterogene målinger og den høye korrelasjonen som ble observert, vil være påvirket av det. Vi observerte at variasjonen mellom spillerne var mye større enn variasjonen mellom testerne, som også er vanlig (Atkinson & Nevill, 1998). Vi mener at det derfor er viktig at reliabiliteten ikke kun bestemmes utfra korrelasjonen.

Vi estimerte i tillegg SEM som  $\sqrt{\text{mean square error}}$  fra ANOVA tabellen, som representerer tilfeldig feil i målingene våre. Ved å kalkulere SEM på denne måten, vil SEM være uavhengig av ICC verdiene, og man minimerer påvirkningen av heterogeniteten i utvalget. Resultatene vil også være enklere å sammenligne med på tvers av andre studier (Weir, 2005). Det er derimot ingen tidligere studier som undersøker inter-tester reliabiliteten, som har valgt å estimere SEM og vi har dermed ingen å sammenligne våre verdier med. Tre studier som undersøker intra-tester reliabiliteten har valgt å presentere SEM. Det er kun en av studiene

som har beskrevet hvordan de beregnet denne variasjonen, der studien har valgt å bruke SD og ICC ( $SEM = SD\sqrt{1 - ICC}$ ). Her vil SEM og ICC være knyttet til hverandre (Munro et al., 2012). Ved å benytte denne kalkuleringen vil statistikken være påvirket av heterogeniteten av måleverdiene og ha en begrensning når man skal sammenligne med andre studier (Stratford & Goldsmith, 1997; Weir, 2005).

## 6.0 Konklusjon

Resultatene indikerer at alle 2D variablene som vi målte ved både ettbens knebøy og tobens fallhopp viser seg å være reliable. Variablene viste utmerket relativ inter-tester reliabilitet, der variablene målt ved tobens fallhopp PF hadde høyest ICC-verdi. I tillegg fant vi en høy positiv rang-korrelasjonskoeffisient for alle variablene, som betyr at rangeringen av spillerne reliabelt kan reproduseres mellom testere. Resultatene viste høye SEM-verdier for flere av variablene, der variasjonen var primært størst ved variablene målt ved ettbens knebøy og tobens fallhopp peak knee flexion, venstre bein. Det er derimot vanskelig å si noe helt presist angående målefeilen, da vi ikke kan sammenligne på tvers av variablene. Denne studien er også den første til å rapportere slike resultater. Det er heller ikke tidligere rapportert angående inter-tester reliabilitet for 2D- målingene: lateralt bekkentilt, kne-hofte-seperasjonsratio og frontalplanposisjon av kneet som vi kan sammenligne våre ICC- eller SEM-verdier med. Denne studien bidrar til nye resultater for inter-tester reliabilitet for de ulike 2D-målingene.

Det trengs mer forskning angående inter-tester reliabiliteten til de forskjellige 2D-målingene som er benyttet i studien, samtidig er det også behov for å vurdere validiteten til målingene som indikatorer til knevalgus under ettbens knebøy og tobens fallhopp.



## 7.0 Litteraturliste

- Ageberg, E., Bennell, K. L., Hunt, M. A., Simic, M., Roos, E. M., & Creaby, M. W. (2010). *Validity and inter-rater reliability of medio-lateral knee motion observed during a single-limb mini squat. BMC Musculoskeletal Disorders, 11*(1). <https://doi.org/10.1186/1471-2474-11-265>
- Alentorn-Geli, E., Myer, G. D., Silvers, H. J., Samitier, G., Romero, D., Lázaro-Haro, C., & Cugat, R. (2009a). *Prevention of non-contact anterior cruciate ligament injuries in soccer players. Part 1: Mechanisms of injury and underlying risk factors. Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy: Official Journal of the ESSKA, 17*(7), 705–729. <https://doi.org/10.1007/s00167-009-0813-1>
- Alentorn-Geli, E., Myer, G. D., Silvers, H. J., Samitier, G., Romero, D., Lázaro-Haro, C., & Cugat, R. (2009b). *Prevention of non-contact anterior cruciate ligament injuries in soccer players. Part 2: A review of prevention programs aimed to modify risk factors and to reduce injury rates. Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy, 17*(8), 859–879. <https://doi.org/10.1007/s00167-009-0823-z>
- Allen, M. K., & Glasoe, W. M. (2000). *Metrecom measurement of navicular drop in subjects with anterior cruciate ligament injury. Journal of Athletic Training, 35*(4), 403–406.
- Altman, D. G., & Bland, J. M. (2009). *Parametric v non-parametric methods for data analysis. BMJ (Clinical Research Ed.), 338*, a3167.
- Atkinson, G., & Nevill, A. M. (1998). *Statistical methods for assessing measurement error (reliability) in variables relevant to sports medicine. Sports Medicine (Auckland, N.Z.), 26*(4), 217–238.
- Bahr, R. (2016). *Why screening tests to predict injury do not work—and probably never will...: a critical review. British Journal of Sports Medicine, bjsports–2016–096256*.

<https://doi.org/10.1136/bjsports-2016-096256>

Bahr, R., & Krosshaug, T. (2005). *Understanding injury mechanisms: a key component of preventing injuries in sport*. *British Journal of Sports Medicine*, 39(6), 324–329.

<https://doi.org/10.1136/bjism.2005.018341>

Bahr, R., McCrory, P., LaPrade, R., F., Meeuwisse, W., & Engebretsen, L. (2014). *Idrettsskader: diagnostikk og behandling*. Bergen: Fagbokforlaget.

Baker, R. (2006). *Gait analysis methods in rehabilitation*. *Journal of NeuroEngineering and Rehabilitation*, 3(1), 1.

Batterham, A. M., & George, K. P. (2003). *Reliability in evidence-based clinical practice: a primer for allied health professionals* ☆. *Physical Therapy in Sport*, 4(3), 122–128.

[https://doi.org/10.1016/S1466-853X\(03\)00076-2](https://doi.org/10.1016/S1466-853X(03)00076-2)

Bell, A. L., Pedersen, D. R., & Brand, R. A. (1990). *A comparison of the accuracy of several hip center location prediction methods*. *Journal of Biomechanics*, 23(6), 617–621.

[https://doi.org/10.1016/0021-9290\(90\)90054-7](https://doi.org/10.1016/0021-9290(90)90054-7)

Bendjaballah, M. Z., Shirazi-Adl, A., & Zukor, D. J. (1997). *Finite element analysis of human knee joint in varus-valgus*. *Clinical Biomechanics (Bristol, Avon)*, 12(3), 139–148.

Beyer, N., & Magnusson, P. (2003). *Målemetoder i fysioterapi*. Kbh.: Munksgaard Danmark.

Beynon, B. D., Vacek, P. M., Newell, M. K., Tourville, T. W., Smith, H. C., Shultz, S. J., ...

Johnson, R. J. (2014). *The Effects of Level of Competition, Sport, and Sex on the Incidence of First-Time Noncontact Anterior Cruciate Ligament Injury*. *The American Journal of Sports Medicine*, 42(8), 1806–1812. <https://doi.org/10.1177/0363546514540862>

Boden, B. P., Dean, G. S., Feagin, J. A., & Garrett, W. E. (2000). *Mechanisms of anterior cruciate ligament injury*. *Orthopedics*, 23(6), 573–578.

Boguszewski, D. V., Cheung, E. C., Joshi, N. B., Markolf, K. L., & McAllister, D. R. (2015). *Male-*

- Female Differences in Knee Laxity and Stiffness: A Cadaveric Study. The American Journal of Sports Medicine*, 43(12), 2982–2987. <https://doi.org/10.1177/0363546515608478>
- Bojsen-Møller, F., Trantum-Jensen, J., & Simonsen, E. B. (2011). *Bevægeapparatets anatomi*. Kbh.: Munksgaard Danmark.
- Brophy, R. H., Stepan, J. G., Silvers, H. J., & Mandelbaum, B. R. (2015). *Defending Puts the Anterior Cruciate Ligament at Risk During Soccer: A Gender-Based Analysis. Sports Health: A Multidisciplinary Approach*, 7(3), 244–249. <https://doi.org/10.1177/1941738114535184>
- Butler, D. L., Noyes, F. R., & Grood, E. S. (1980). *Ligamentous restraints to anterior-posterior drawer in the human knee. A biomechanical study. The Journal of Bone and Joint Surgery. American Volume*, 62(2), 259–270.
- Camomilla, V., Cereatti, A., Chèze, L., & Cappozzo, A. (2013). *A hip joint kinematics driven model for the generation of realistic thigh soft tissue artefacts. Journal of Biomechanics*, 46(3), 625–630. <https://doi.org/10.1016/j.jbiomech.2012.09.018>
- Carter, R. E., Lubinsky, J., Domholdt, E., & Domholdt, E. (2011). *Rehabilitation research: principles and applications* (4th ed). St. Louis, Mo: Elsevier Saunders.
- Chandrashekar, N., Slauterbeck, J., & Hashemi, J. (2005). *Sex-Based Differences in the Anthropometric Characteristics of the Anterior Cruciate Ligament and Its Relation to Intercondylar Notch Geometry: A Cadaveric Study. American Journal of Sports Medicine*, 33(10), 1492–1498. <https://doi.org/10.1177/0363546504274149>
- Chmielewski, T. L., Hodges, M. J., Horodyski, M., Bishop, M. D., Conrad, B. P., & Tillman, S. M. (2007). *Investigation of clinician agreement in evaluating movement quality during unilateral lower extremity functional tasks: a comparison of 2 rating methods. The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*, 37(3), 122–129. <https://doi.org/10.2519/jospt.2007.2457>

- Claiborne, T. L., Armstrong, C. W., Gandhi, V., & Pincivero, D. M. (2006). *Relationship between hip and knee strength and knee valgus during a single leg squat. Journal of Applied Biomechanics*, 22(1), 41–50.
- Dahl, H. A., & Rinvik, E. (2010). *Menneskets funksjonelle Anatomi* (3. utgave). Cappelen Akademiske forlag.
- Dallinga, J. M., Benjaminse, A., & Lemmink, K. A. P. M. (2012). *Which screening tools can predict injury to the lower extremities in team sports?: a systematic review. Sports Medicine (Auckland, N.Z.)*, 42(9), 791–815. <https://doi.org/10.2165/11632730-000000000-00000>
- Davis, R. B., Öunpuu, S., Tyburski, D., & Gage, J. R. (1991). *A gait analysis data collection and reduction technique. Human Movement Science*, 10(5), 575–587. [https://doi.org/10.1016/0167-9457\(91\)90046-Z](https://doi.org/10.1016/0167-9457(91)90046-Z)
- Dawson, S. J., & Herrington, L. (2015). *Improving Single-Legged–Squat Performance: Comparing 2 Training Methods With Potential Implications for Injury Prevention. Journal of Athletic Training*, 50(9), 921–929. <https://doi.org/10.4085/1062-6050-50.9.03>
- Dienst, M., Schneider, G., Altmeyer, K., Voelkering, K., Georg, T., Kramann, B., & Kohn, D. (2007). *Correlation of intercondylar notch cross sections to the ACL size: a high resolution MR tomographic in vivo analysis. Archives of Orthopaedic and Trauma Surgery*, 127(4), 253–260. <https://doi.org/10.1007/s00402-006-0177-7>
- Earl, J. E., Monteiro, S. K., & Snyder, K. R. (2007). *Differences in lower extremity kinematics between a bilateral drop-vertical jump and a single-leg step-down. The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy*, 37(5), 245–252. <https://doi.org/10.2519/jospt.2007.2202>
- Ekegren, C. L., Miller, W. C., Celebrini, R. G., Eng, J. J., & Macintyre, D. L. (2009). *Reliability and Validity of Observational Risk Screening in Evaluating Dynamic Knee Valgus. Journal of*

*Orthopaedic & Sports Physical Therapy*, 39(9), 665–674.

<https://doi.org/10.2519/jospt.2009.3004>

Eng, J. J., & Winter, D. A. (1995). *Kinetic analysis of the lower limbs during walking: what information can be gained from a three-dimensional model?* *Journal of Biomechanics*, 28(6), 753–758.

Fallowfield, J. L., Hale, B. J., & Wilkinson, D. M. (2005). *Using statistics in sport and exercise science research*. Chichester, England: Lotus Pub.

Fasting, K., & Sand, T. S. (2009). *Kjønn i endring - en tilstandsrapport om norsk idrett*. Oslo: Akilles.

Fleiss, J. L. (1986). *The design and analysis of clinical experiments*. New York: Wiley.

Ford, K. R., Myer, G. D., & Hewett, T. E. (2003). *Valgus knee motion during landing in high school female and male basketball players*. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 35(10), 1745–1750. <https://doi.org/10.1249/01.MSS.0000089346.85744.D9>

Ford, K. R., Myer, G. D., & Hewett, T. E. (2007). *Reliability of landing 3D motion analysis: implications for longitudinal analyses*. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 39(11), 2021–2028. <https://doi.org/10.1249/mss.0b013e318149332d>

Gadotti, I., Vieira, E., & Magee, D. (2006). *Importance and clarification of measurement properties in rehabilitation*. *Revista Brasileira de Fisioterapia*, 10(2), 137–146.

<https://doi.org/10.1590/S1413-35552006000200002>

Gagnier, J. J., Morgenstern, H., & Chess, L. (2013). *Interventions designed to prevent anterior cruciate ligament injuries in adolescents and adults: a systematic review and meta-analysis*.

*The American Journal of Sports Medicine*, 41(8), 1952–1962.

<https://doi.org/10.1177/0363546512458227>

Goodfellow, J., & O'Connor, J. (1978). *The mechanics of the knee and prosthesis design*. The

*Journal of Bone and Joint Surgery. British Volume*, 60-B(3), 358–369.

- Gottlob, C. A., Baker, C. L., Pellissier, J. M., & Colvin, L. (1999). *Cost effectiveness of anterior cruciate ligament reconstruction in young adults. Clinical Orthopaedics and Related Research*, (367), 272–282.
- Gould, S., Hooper, J., & Strauss, E. (2016). *Anterior Cruciate Ligament Injuries in Females: Risk Factors, Prevention, and Outcome. Bulletin of the Hospital for Joint Disease (2013)*, 74(1), 46–51.
- Griffin, L. Y. (2006). *Understanding and Preventing Noncontact Anterior Cruciate Ligament Injuries: A Review of the Hunt Valley II Meeting, January 2005. American Journal of Sports Medicine*, 34(9), 1512–1532. <https://doi.org/10.1177/0363546506286866>
- Griffin, L. Y., Agel, J., Albohm, M. J., Arendt, E. A., Dick, R. W., Garrett, W. E., ... Wojtys, E. M. (2000). *Noncontact anterior cruciate ligament injuries: risk factors and prevention strategies. The Journal of the American Academy of Orthopaedic Surgeons*, 8(3), 141–150.
- Grimm, N. L., Jacobs, J. C., Kim, J., Denney, B. S., & Shea, K. G. (2015). *Anterior Cruciate Ligament and Knee Injury Prevention Programs for Soccer Players: A Systematic Review and Meta-analysis. The American Journal of Sports Medicine*, 43(8), 2049–2056. <https://doi.org/10.1177/0363546514556737>
- Gwynne, C. R., & Curran, S. A. (2014). *Quantifying frontal plane knee motion during single limb squats: reliability and validity of 2-dimensional measures. International Journal of Sports Physical Therapy*, 9(7), 898–906.
- Hägglund, M., & Waldén, M. (2016). *Risk factors for acute knee injury in female youth football. Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy: Official Journal of the ESSKA*, 24(3), 737–746. <https://doi.org/10.1007/s00167-015-3922-z>
- Harris-Hayes, M., Steger-May, K., Koh, C., Royer, N. K., Graci, V., & Salsich, G. B. (2014).

*Classification of lower extremity movement patterns based on visual assessment: reliability and correlation with 2-dimensional video analysis. Journal of Athletic Training, 49(3), 304–310.* <https://doi.org/10.4085/1062-6050-49.2.21>

Hashemi, J., Chandrashekar, N., Mansouri, H., Gill, B., Slauterbeck, J. R., Schutt, R. C., ... Beynon, B. D. (2010). *Shallow medial tibial plateau and steep medial and lateral tibial slopes: new risk factors for anterior cruciate ligament injuries. The American Journal of Sports Medicine, 38(1), 54–62.* <https://doi.org/10.1177/0363546509349055>

Herrington, L., & Munro, A. (2010). *Drop jump landing knee valgus angle; normative data in a physically active population. Physical Therapy in Sport: Official Journal of the Association of Chartered Physiotherapists in Sports Medicine, 11(2), 56–59.* <https://doi.org/10.1016/j.ptsp.2009.11.004>

Hewett, T. E., Ford, K. R., Hoogenboom, B. J., & Myer, G. D. (2010). *Understanding and preventing acl injuries: current biomechanical and epidemiologic considerations - update 2010. North American Journal of Sports Physical Therapy: NAJSPT, 5(4), 234–251.*

Hewett, T. E., Myer, G. D., & Ford, K. R. (2006). *Anterior cruciate ligament injuries in female athletes: Part 1, mechanisms and risk factors. The American Journal of Sports Medicine, 34(2), 299–311.* <https://doi.org/10.1177/0363546505284183>

Hewett, T. E., Myer, G. D., Ford, K. R., Heidt, R. S., Colosimo, A. J., McLean, S. G., ... Succop, P. (2005). *Biomechanical measures of neuromuscular control and valgus loading of the knee predict anterior cruciate ligament injury risk in female athletes: a prospective study. The American Journal of Sports Medicine, 33(4), 492–501.* <https://doi.org/10.1177/0363546504269591>

Hopkins, W. G. (2000). *Measures of reliability in sports medicine and science. Sports Medicine (Auckland, N.Z.), 30(1), 1–15.*

- Huston, L. J., Vibert, B., Ashton-Miller, J. A., & Wojtys, E. M. (2001). *Gender differences in knee angle when landing from a drop-jump*. *The American Journal of Knee Surgery*, 14(4), 215–219; discussion 219–220.
- Jacobs, C. A., Uhl, T. L., Mattacola, C. G., Shapiro, R., & Rayens, W. S. (2007). *Hip abductor function and lower extremity landing kinematics: sex differences*. *Journal of Athletic Training*, 42(1), 76–83.
- Jenkins, W. L., Killian, C. B., Williams, D. S., Loudon, J., & Raedeke, S. G. (2007). *Anterior cruciate ligament injury in female and male athletes: the relationship between foot structure and injury*. *Journal of the American Podiatric Medical Association*, 97(5), 371–376.
- Kernozek, T. W., Torry, M. R., & Iwasaki, M. (2007). *Gender Differences in Lower Extremity Landing Mechanics Caused by Neuromuscular Fatigue*. *The American Journal of Sports Medicine*, 36(3), 554–565. <https://doi.org/10.1177/0363546507308934>
- Kernozek, T. W., Torry, M. R., VAN Hoof, H., Cowley, H., & Tanner, S. (2005). *Gender differences in frontal and sagittal plane biomechanics during drop landings*. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 37(6), 1003–1012; discussion 1013.
- Kim, H.-Y. (2013). *Statistical notes for clinical researchers: Evaluation of measurement error 1: using intraclass correlation coefficients*. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(2), 98. <https://doi.org/10.5395/rde.2013.38.2.98>
- Koga, H., Nakamae, A., Shima, Y., Iwasa, J., Myklebust, G., Engebretsen, L., ... Krosshaug, T. (2010). *Mechanisms for noncontact anterior cruciate ligament injuries: knee joint kinematics in 10 injury situations from female team handball and basketball*. *The American Journal of Sports Medicine*, 38(11), 2218–2225. <https://doi.org/10.1177/0363546510373570>
- Krosshaug, T., Andersen, T. E., Olsen, O.-E., Myklebust, G., & Bahr, R. (2005). *Research approaches to describe the mechanisms of injuries in sport: limitations and possibilities*.



*British Journal of Sports Medicine*, 39(6), 330–339.

<https://doi.org/10.1136/bjism.2005.018358>

Krosshaug, T., Nakamae, A., Boden, B. P., Engebretsen, L., Smith, G., Slauterbeck, J. R., ... Bahr, R. (2006). *Mechanisms of Anterior Cruciate Ligament Injury in Basketball: Video Analysis of 39 Cases*. *The American Journal of Sports Medicine*, 35(3), 359–367.

<https://doi.org/10.1177/0363546506293899>

Krosshaug, T., Steffen, K., Kristianslund, E., Nilstad, A., Mok, K.-M., Myklebust, G., ... Bahr, R. (2016). *The Vertical Drop Jump Is a Poor Screening Test for ACL Injuries in Female Elite Soccer and Handball Players: A Prospective Cohort Study of 710 Athletes*. *The American Journal of Sports Medicine*, 44(4), 874–883. <https://doi.org/10.1177/0363546515625048>

Laible, C., & Sherman, O. H. (2014). *Risk factors and prevention strategies of non-contact anterior cruciate ligament injuries*. *Bulletin of the Hospital for Joint Disease (2013)*, 72(1), 70–75.

Leppanen, M., Pasanen, K., Kujala, U. M., Vasankari, T., Kannus, P., A yra mo, S., ... Parkkari, J. (2016). *Stiff Landings Are Associated With Increased ACL Injury Risk in Young Female Basketball and Floorball Players*. *The American Journal of Sports Medicine*.

<https://doi.org/10.1177/0363546516665810>

Lexell, J. E., & Downham, D. Y. (2005). *How to Assess the Reliability of Measurements in Rehabilitation: American Journal of Physical Medicine & Rehabilitation*, 84(9), 719–723.

<https://doi.org/10.1097/01.phm.0000176452.17771.20>

Lohmander, L. S., Ostenberg, A., Englund, M., & Roos, H. (2004). *High prevalence of knee osteoarthritis, pain, and functional limitations in female soccer players twelve years after anterior cruciate ligament injury*. *Arthritis and Rheumatism*, 50(10), 3145–3152.

<https://doi.org/10.1002/art.20589>

McLean, S. G. (2005). *Evaluation of a two dimensional analysis method as a screening and*

- evaluation tool for anterior cruciate ligament injury. British Journal of Sports Medicine, 39(6), 355–362. <https://doi.org/10.1136/bjism.2005.018598>*
- Mihata, L. C. S., Beutler, A. I., & Boden, B. P. (2006). *Comparing the incidence of anterior cruciate ligament injury in collegiate lacrosse, soccer, and basketball players: implications for anterior cruciate ligament mechanism and prevention. The American Journal of Sports Medicine, 34(6), 899–904. <https://doi.org/10.1177/0363546505285582>*
- Mizner, R. L., Chmielewski, T. L., Toepke, J. J., & Tofte, K. B. (2012). *Comparison of 2-Dimensional Measurement Techniques for Predicting Knee Angle and Moment During a Drop Vertical Jump: Clinical Journal of Sport Medicine, 22(3), 221–227. <https://doi.org/10.1097/JSM.0b013e31823a46ce>*
- Mizuno, Y., Kumagai, M., Mattessich, S. M., Elias, J. J., Ramrattan, N., Cosgarea, A. J., & Chao, E. Y. (2001). *Q-angle influences tibiofemoral and patellofemoral kinematics. Journal of Orthopaedic Research: Official Publication of the Orthopaedic Research Society, 19(5), 834–840. [https://doi.org/10.1016/S0736-0266\(01\)00008-0](https://doi.org/10.1016/S0736-0266(01)00008-0)*
- Mok, K.-M., Kristianslund, E., & Krosshaug, T. (2015). *The Effect of Thigh Marker Placement on Knee Valgus Angles in Vertical Drop Jumps and Sidestep Cutting. Journal of Applied Biomechanics, 31(4), 269–274. <https://doi.org/10.1123/jab.2014-0137>*
- Mok, K.-M., Petushek, E., & Krosshaug, T. (2016). *Reliability of knee biomechanics during a vertical drop jump in elite female athletes. Gait & Posture, 46, 173–178. <https://doi.org/10.1016/j.gaitpost.2016.03.003>*
- Munro, A., Herrington, L., & Carolan, M. (2012). *Reliability of 2-dimensional video assessment of frontal-plane dynamic knee valgus during common athletic screening tasks. Journal of Sport Rehabilitation, 21(1), 7–11.*
- Murphy, D. F. (2003). *Risk factors for lower extremity injury: a review of the literature. British*

*Journal of Sports Medicine*, 37(1), 13–29. <https://doi.org/10.1136/bjism.37.1.13>

Myer, G. D., Ford, K. R., & Hewett, T. E. (2004). *Rationale and Clinical Techniques for Anterior Cruciate Ligament Injury Prevention Among Female Athletes*. *Journal of Athletic Training*, 39(4), 352–364.

Myer, G. D., Ford, K. R., Khoury, J., & Hewett, T. E. (2011). *Three-dimensional motion analysis validation of a clinic-based nomogram designed to identify high ACL injury risk in female athletes*. *The Physician and Sportsmedicine*, 39(1), 19–28.

<https://doi.org/10.3810/psm.2011.02.1858>

Nagano, Y., Ida, H., Akai, M., & Fukubayashi, T. (2009). *Biomechanical characteristics of the knee joint in female athletes during tasks associated with anterior cruciate ligament injury*. *The Knee*, 16(2), 153–158. <https://doi.org/10.1016/j.knee.2008.10.012>

Nagano, Y., Sakagami, M., Ida, H., Akai, M., & Fukubayashi, T. (2008). *Statistical modelling of knee valgus during a continuous jump test*. *Sports Biomechanics*, 7(3), 342–350.

<https://doi.org/10.1080/14763140802233223>

Noyes, F. R. (2009). *The Function of the Human Anterior Cruciate Ligament and Analysis of Single- and Double-Bundle Graft Reconstructions*. *Sports Health: A Multidisciplinary Approach*, 1(1), 66–75. <https://doi.org/10.1177/1941738108326980>

O'Donoghue, P. (Ed.). (2012). *Statistics for sport and exercise studies: an introduction*. London ; New York: Routledge.

Oiestad, B. E., Engebretsen, L., Storheim, K., & Risberg, M. A. (2009). *Knee Osteoarthritis After Anterior Cruciate Ligament Injury: A Systematic Review*. *The American Journal of Sports Medicine*, 37(7), 1434–1443. <https://doi.org/10.1177/0363546509338827>

Olsen, O.-E., Myklebust, G., Engebretsen, L., & Bahr, R. (2004). *Injury mechanisms for anterior cruciate ligament injuries in team handball: a systematic video analysis*. *The American*

- Journal of Sports Medicine*, 32(4), 1002–1012.
- Olsen, O., Myklebust, G., Engebretsen, L., Holme, I., & Bahr, R. (2003). *Relationship between floor type and risk of ACL injury in team handball*. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 13(5), 299–304.
- Orchard, J., Seward, H., McGivern, J., & Hood, S. (2001). *Intrinsic and extrinsic risk factors for anterior cruciate ligament injury in Australian footballers*. *The American Journal of Sports Medicine*, 29(2), 196–200.
- Ortiz, A., Rosario-Canales, M., Rodríguez, A., Seda, A., Figueroa, C., & Venegas-Ríos, H. L. (2016). *Reliability and concurrent validity between two-dimensional and three-dimensional evaluations of knee valgus during drop jumps*. *Open Access Journal of Sports Medicine*, 7, 65–73. <https://doi.org/10.2147/OAJSM.S100242>
- Pollard, C. D., Sigward, S. M., & Powers, C. M. (2007). *Gender differences in hip joint kinematics and kinetics during side-step cutting maneuver*. *Clinical Journal of Sport Medicine: Official Journal of the Canadian Academy of Sport Medicine*, 17(1), 38–42. <https://doi.org/10.1097/JSM.0b013e3180305de8>
- Portney, L. G., & Watkins, M. P. (2009). *Foundations of clinical research: applications to practice* (3rd ed). Upper Saddle River, N.J: Pearson/Prentice Hall.
- Prodromos, C. C., Han, Y., Rogowski, J., Joyce, B., & Shi, K. (2007). *A meta-analysis of the incidence of anterior cruciate ligament tears as a function of gender, sport, and a knee injury-reduction regimen*. *Arthroscopy: The Journal of Arthroscopic & Related Surgery: Official Publication of the Arthroscopy Association of North America and the International Arthroscopy Association*, 23(12), 1320–1325.e6. <https://doi.org/10.1016/j.arthro.2007.07.003>
- Quatman, C. E., & Hewett, T. E. (2009). *The anterior cruciate ligament injury controversy: is “valgus collapse” a sex-specific mechanism?* *British Journal of Sports Medicine*, 43(5), 328–

335. <https://doi.org/10.1136/bjism.2009.059139>

Renstrom, P., Ljungqvist, A., Arendt, E., Beynon, B., Fukubayashi, T., Garrett, W., ... Engebretsen, L. (2008). *Non-contact ACL injuries in female athletes: an International Olympic Committee current concepts statement. British Journal of Sports Medicine, 42*(6), 394–412.

<https://doi.org/10.1136/bjism.2008.048934>

Ristić, V., Maljanović, M. C., Pericin, B., Harhaji, V., & Milankov, M. (2014). *The relationship between posterior tibial slope and anterior cruciate ligament injury. Medicinski Pregled, 67*(7-8), 216–221.

Scranton, P. E., Whitesel, J. P., Powell, J. W., Dormer, S. G., Heidt, R. S., Losse, G., & Cawley, P. W. (1997). *A review of selected noncontact anterior cruciate ligament injuries in the National Football League. Foot & Ankle International, 18*(12), 772–776.

Shelbourne, K. D., Davis, T. J., & Klootwyk, T. E. (1998). *The relationship between intercondylar notch width of the femur and the incidence of anterior cruciate ligament tears. A prospective study. The American Journal of Sports Medicine, 26*(3), 402–408.

Shrout, P. E., & Fleiss, J. L. (1979). *Intraclass correlations: uses in assessing rater reliability. Psychological Bulletin, 86*(2), 420–428.

Smith, H. C., Johnson, R. J., Shultz, S. J., Tourville, T., Holterman, L. A., Slauterbeck, J., ... Beynon, B. D. (2012). *A Prospective Evaluation of the Landing Error Scoring System (LESS) as a Screening Tool for Anterior Cruciate Ligament Injury Risk. The American Journal of Sports Medicine, 40*(3), 521–526. <https://doi.org/10.1177/0363546511429776>

Smith, H. C., Vacek, P., Johnson, R. J., Slauterbeck, J. R., Hashemi, J., Shultz, S., & Beynon, B. D. (2012a). *Risk factors for anterior cruciate ligament injury: a review of the literature - part 1: neuromuscular and anatomic risk. Sports Health, 4*(1), 69–78.

<https://doi.org/10.1177/1941738111428281>

- Smith, H. C., Vacek, P., Johnson, R. J., Slauterbeck, J. R., Hashemi, J., Shultz, S., & Beynnon, B. D. (2012b). *Risk factors for anterior cruciate ligament injury: a review of the literature-part 2: hormonal, genetic, cognitive function, previous injury, and extrinsic risk factors*. *Sports Health*, 4(2), 155–161. <https://doi.org/10.1177/1941738111428282>
- Steffen, K., Nilstad, A., Kristianslund, E. K., Myklebust, G., Bahr, R., & Krosshaug, T. (2016). *Association between Lower Extremity Muscle Strength and Noncontact ACL Injuries*. *Medicine and Science in Sports and Exercise*. <https://doi.org/10.1249/MSS.0000000000001014>
- Stensrud, S., Myklebust, G., Kristianslund, E., Bahr, R., & Krosshaug, T. (2011). *Correlation between two-dimensional video analysis and subjective assessment in evaluating knee control among elite female team handball players*. *British Journal of Sports Medicine*, 45(7), 589–595. <https://doi.org/10.1136/bjism.2010.078287>
- Stratford, P. W., & Goldsmith, C. H. (1997). *Use of the standard error as a reliability index of interest: an applied example using elbow flexor strength data*. *Physical Therapy*, 77(7), 745–750.
- Stuelcken, M. C., Mellifont, D. B., Gorman, A. D., & Sayers, M. G. L. (2016). *Mechanisms of anterior cruciate ligament injuries in elite women's netball: a systematic video analysis*. *Journal of Sports Sciences*, 34(16), 1516–1522. <https://doi.org/10.1080/02640414.2015.1121285>
- Sturnick, D. R., Vacek, P. M., DeSarno, M. J., Gardner-Morse, M. G., Tourville, T. W., Slauterbeck, J. R., ... Beynnon, B. D. (2015). *Combined anatomic factors predicting risk of anterior cruciate ligament injury for males and females*. *The American Journal of Sports Medicine*, 43(4), 839–847. <https://doi.org/10.1177/0363546514563277>
- Suzuki, H., Omori, G., Uematsu, D., Nishino, K., & Endo, N. (2015). *The influence of hip Strength*

- on knee kinematics during a single-legged medial drop landing among competitive collegiate basketball players. International Journal of Sports Physical Therapy, 10(5), 592–601.*
- Takeda, Y., Xerogeanes, J. W., Livesay, G. A., Fu, F. H., & Woo, S. L. (1994). *Biomechanical function of the human anterior cruciate ligament. Arthroscopy: The Journal of Arthroscopic & Related Surgery: Official Publication of the Arthroscopy Association of North America and the International Arthroscopy Association, 10(2), 140–147.*
- Taylor, J. B., Waxman, J. P., Richter, S. J., & Shultz, S. J. (2015). *Evaluation of the effectiveness of anterior cruciate ligament injury prevention programme training components: a systematic review and meta-analysis. British Journal of Sports Medicine, 49(2), 79–87.*  
<https://doi.org/10.1136/bjsports-2013-092358>
- Tegnander, A., Olsen, O. E., Moholdt, T. T., Engebretsen, L., & Bahr, R. (2008). *Injuries in Norwegian female elite soccer: a prospective one-season cohort study. Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy, 16(2), 194–198.* <https://doi.org/10.1007/s00167-007-0403-z>
- Kovacs, F. M., Abaira, V., Royuela, A., Corcoll, J., Alegre, L., ... Mufraggi, N. (2008). *Minimum detectable and minimal clinically important changes for pain in patients with nonspecific neck pain. The Spanish Back Pain Research Network. BMC Musculoskeletal Disorders, 9(1).*  
<https://doi.org/10.1186/1471-2474-9-43>
- Thomas, J. R., Nelson, J. K., & Silverman, S. J. (2015). *Research methods in physical activity* (Seventh edition). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Toth, A. P., & Cordasco, F. A. (2001). *Anterior cruciate ligament injuries in the female athlete. The Journal of Gender-Specific Medicine: JGSM: The Official Journal of the Partnership for Women's Health at Columbia, 4(4), 25–34.*
- Ugalde, V., Brockman, C., Bailowitz, Z., & Pollard, C. D. (2015). *Single leg squat test and its relationship to dynamic knee valgus and injury risk screening. PM & R: The Journal of*

*Injury, Function, and Rehabilitation*, 7(3), 229–235; quiz 235.

<https://doi.org/10.1016/j.pmrj.2014.08.361>

Uhorchak, J. M., Scoville, C. R., Williams, G. N., Arciero, R. A., St Pierre, P., & Taylor, D. C. (2003). *Risk factors associated with noncontact injury of the anterior cruciate ligament: a prospective four-year evaluation of 859 West Point cadets. The American Journal of Sports Medicine*, 31(6), 831–842.

Waldén, M., Häggglund, M., Werner, J., & Ekstrand, J. (2011). *The epidemiology of anterior cruciate ligament injury in football (soccer): a review of the literature from a gender-related perspective. Knee Surgery, Sports Traumatology, Arthroscopy*, 19(1), 3–10.

<https://doi.org/10.1007/s00167-010-1172-7>

Waldén, M., Krosshaug, T., Bjørneboe, J., Andersen, T. E., Faul, O., & Häggglund, M. (2015). *Three distinct mechanisms predominate in non-contact anterior cruciate ligament injuries in male professional football players: a systematic video analysis of 39 cases. British Journal of Sports Medicine*, 49(22), 1452–1460. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2014-094573>

Weir, J. P. (2005). *Quantifying Test-Retest Reliability Using the Intraclass Correlation Coefficient and the SEM. The Journal of Strength and Conditioning Research*, 19(1), 231.

<https://doi.org/10.1519/15184.1>

Whatman, C., Hume, P., & Hing, W. (2013a). *Kinematics during lower extremity functional screening tests in young athletes - are they reliable and valid? Physical Therapy in Sport: Official Journal of the Association of Chartered Physiotherapists in Sports Medicine*, 14(2), 87–93. <https://doi.org/10.1016/j.ptsp.2012.06.001>

Whatman, C., Hume, P., & Hing, W. (2013b). *The reliability and validity of physiotherapist visual rating of dynamic pelvis and knee alignment in young athletes. Physical Therapy in Sport*, 14(3), 168–174. <https://doi.org/10.1016/j.ptsp.2012.07.001>



- Willson, J. D., & Davis, I. S. (2008). *Utility of the frontal plane projection angle in females with patellofemoral pain. The Journal of Orthopaedic and Sports Physical Therapy, 38*(10), 606–615. <https://doi.org/10.2519/jospt.2008.2706>
- Willson, J. D., Ireland, M. L., & Davis, I. (2006). *Core strength and lower extremity alignment during single leg squats. Medicine and Science in Sports and Exercise, 38*(5), 945–952. <https://doi.org/10.1249/01.mss.0000218140.05074.fa>
- Zazulak, B. T., Hewett, T. E., Reeves, N. P., Goldberg, B., & Cholewicki, J. (2007). *Deficits in Neuromuscular Control of the Trunk Predict Knee Injury Risk: A Prospective Biomechanical-Epidemiologic Study. The American Journal of Sports Medicine, 35*(7), 1123–1130. <https://doi.org/10.1177/0363546507301585>

## Tabelloversikt

<i>Tabell 1: Oversikt over studier som undersøker inter-tester reliabiliteten ved kalkulering av variabler gjennom 2D-videoanalyse ved tobens fallhopp.....</i>	<i>31</i>
<i>Tabell 2 Kinematiske variabler for de 20 spillerne vurdert av fire testere ved ettbens knebøy og tobens fallhopp, IC og PF.....</i>	<i>41</i>
<i>Tabell 3: Relativ og absolutt inter-tester reliabilitet av variablene ved ettbens knebøy og tobens fallhopp.....</i>	<i>45</i>

## Figuroversikt

<i>Figur 1: Kneets anatomi.....</i>	<i>9</i>
<i>Figur 2 Metodiske tilnæringer for å kartlegge skademekanismen.....</i>	<i>11</i>
<i>Figur 3: Ettbens knebøy.....</i>	<i>33</i>
<i>Figur 4: Tobens fallhopp (IC og PF).....</i>	<i>34</i>
<i>Figur 5: Prosedyrer for reliabilitetsanalysen.....</i>	<i>35</i>
<i>Figur 6: 2D-videoanalyse - Posisjon av kamera.....</i>	<i>36</i>
<i>Figur 7: Variabel: FPP.....</i>	<i>37</i>
<i>Figur 8: Variabel: FPPV.....</i>	<i>38</i>
<i>Figur 9: Variabel: Lateralt bekkentilt.....</i>	<i>38</i>
<i>Figur 10: Spredningsdiagram for variabel; FPPV.....</i>	<i>42</i>
<i>Figur 11: Spredningsdiagram for variabel; FPP.....</i>	<i>43</i>
<i>Figur 12: Spredningsdiagram for variabel; LB.....</i>	<i>44</i>
<i>Figur 13: Spredningsdiagram for variabel; kne-ankel- og kne-hofte separasjonsratio....</i>	<i>44</i>
<i>Figur 14: Eksempel på rang- korrelasjon mellom testerne.....</i>	<i>51</i>

## **Forkortelser**

<i>FPPV</i>	<i>Frontalplans projeksjonsvinkel</i>
<i>FPP</i>	<i>Frontalplanposisjon</i>
<i>LB</i>	<i>Lateralt bekkentilt</i>
<i>KAR</i>	<i>Kne-ankel seperasjonsratio</i>
<i>KHR</i>	<i>Kne-hofte seperasjonsratio</i>
<i>DKV</i>	<i>Dynamisk knevalgus</i>
<i>Tobens fallhopp IC</i>	<i>Tobens fallhopp Initial contact</i>
<i>Tobens fallhopp PF</i>	<i>Tobens fallhopp Peak knee flexion</i>
<i>SIAS</i>	<i>Spina Iliaca Anterior Superior</i>
<i>ANOVA</i>	<i>Variasjonsanalyse</i>
<i>ICC</i>	<i>Intraclass korrelasjons koeffisient</i>
<i>SEM</i>	<i>Standard Error Of Measurement</i>
<i>VK</i>	<i>Variasjonskoeffisient</i>
<i>KI</i>	<i>Konfidensintervall</i>
<i>SD</i>	<i>Standardavvik</i>
<i>HLS</i>	<i>Hofteleddsenteret</i>

## **Vedlegg**

		<b>Side</b>
<b>Vedlegg 1</b>	<b>Godkjenning fra REK</b>	<b>84</b>
<b>Vedlegg 2</b>	<b>Godkjenning fra NSD</b>	<b>85</b>
<b>Vedlegg 3</b>	<b>Informasjonsskriv</b>	<b>86</b>
<b>Vedlegg 4</b>	<b>Samtykkeerklæring</b>	<b>87</b>
<b>Vedlegg 5</b>	<b>Samtykkeerklæring under 18 år</b>	<b>89</b>
<b>Vedlegg 6</b>	<b>ICC modell 2</b>	<b>90</b>

## Vedlegg 1



### UNIVERSITETET I OSLO DET MEDISINSKE FAKULTET

Forsker dr.scient. Tron Krosshaug  
Norges idrettshøgskole  
Pb. 4014 Ullevål Stadion  
0806 Oslo

Regional komité for medisinsk og helsefaglig  
forskningsetikk Sør-Ost A (REK Sør-Ost A)  
Postboks 1130 Blindern  
NO-0318 Oslo

Dato: 15.12.08  
Deres ref.:  
Vår ref.: S-07078a

Telefon: 22 84 46 66  
Telefaks: 22 85 05 90  
E-post: jorgen.hardang@medisin.uio.no

**S-07078a Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndballspillere - en prospektiv kohortstudie [2.2007.511]**

Vi viser til skjema for protokolltillegg og endringer datert 3.12.08 vedlagt revidert informasjonsskriv.

Prosjektleder ønsker å utvide prosjektpopulasjonen til kvinnelige elitefotballspillere fra Toppserien i Norge (ca 240 spillere).

Komiteen godkjenner endringen slik den er beskrevet i skjema for protokolltillegg og endringer og videresender kopi av informasjonsskriv, endringsskjema samt komiteens vedtak til Helsedirektoratet for behandling av endring av biobanken.

Med vennlig hilsen

*Kristian Hagestad*  
Kristian Hagestad  
Fylkeslege cand.med., spes. i samf.med  
Leder

*Jørgen Hardang*  
Jørgen Hardang  
Sekretær

Kopi: Helsedirektoratet, Postboks 7000, St. Olavs plass, 0130 Oslo

## Vedlegg 2

Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS  
NORWEGIAN SOCIAL SCIENCE DATA SERVICES



Harald Hårfagres gate 29  
N-5007 Bergen  
Norway  
Tel: +47-55 58 21 17  
Fax: +47-55 58 96 50  
nsd@nsd.uib.no  
www.nsd.uib.no  
Org.nr. 985 321 884

Tron Krosshaug  
Senter for idrettsskedeforskning  
Norges idrettshøgskole  
Pb 4014 Ullevål Stadion  
0806 OSLO

Dato: 16.02.2009

Vår ref: 16639 PBLA

Deres dato:

Deres ref:

### ENDRING AV FORSKNINGSPROSJEKT

Vi viser til endringsmelding mottatt 28.12.2008, samt påfølgende e-postkorrespondanse med daglig ansvarlig (senest 13.02.2009), gjeldende prosjektet

*16639 Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og elitefotballspillere – en prospektiv kohortstudie*

I endringskjema opplyses det om at man ønsker å utvide prosjektpopulasjonen til å også omfatte kvinnelige elitefotballspillere fra toppserien i Norge (ca. 240 individer). Tittelen på prosjektet endres dermed fra *Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndballspillere – en prospektiv kohortstudie* til *Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og elitefotballspillere – en prospektiv kohortstudie*.

For hele utvalget ønsker man videre å se på genetiske faktorer som risikofaktorer for fremre korsbåndskader. Man skal ta blodprøve (5 ml. venøs prøve) av deltagerne for å studere genvarianter som kan bidra til å lage et svakere ligament. Kollagen er en viktig substans i ligamenter, og man vil i første omgang se på gener som er ansvarlige for kvaliteten mht. kollagenfibre. Prøven sendes til aidentifisert (med kobling til navneliste som oppbevares ved NIH) til Ullevål Universitetssykehus for å ekstrahere DNA. Ekstrahert DNA vil bli sendt til samarbeidspartner i Sør-Afrika, Exercise Science and Sports Medicine Research Unit (ESSM) for videre analyse. Det vil på grunnlag av analysene gjøres sammenligninger mellom skadede og ikke skadede spillere. Resultatene av testene vil kun være tilgjengelig for dette forskningsformålet. Biobanken opprettes ved Ullevål Universitetssykehus.

En ytterligere endring av prosjektet består i at ombudet etter avtale med daglig ansvarlig Tron Krosshaug, registrerer prosjektet som forskerprosjekt i stedet for som studentprosjekt. Studenten ved NIH Eirik Kristianslund er fortsatt å regne som medarbeider i prosjektet, men registreringsendringen foretas på bakgrunn av at prosjektets tidsperspektiv (planlagt avslutning i 2017) gjør det lite hensiktsmessig å la studenten bli stående som kontaktperson for ombudet. Videre registreres stipendiaten ved NIH Agnethe Nilstad som medarbeider i prosjektet sammen med Dr. Scient. Kathrin Steffen og Dr. Med. Thor Einar Andersen.

Ombudet mottok 13.02.2009 reviderte informasjonsskriv for rekruttering av deltagere til prosjektet og finner begge skrivingene meget tilfredsstillende.

Ombudet legger til grunn at endringen, inkludert opprettelsen av forskningsbiobank, godkjennes

Ambulanskontor / Dønn Office

DRD: NSD, Universitetet i Oslo, Postboks 1855 Blindern, 0316 Oslo. Tel: +47-22 85 52 11. nsd@uis.no  
TRONDHEIM: NSD, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet, 7481 Trondheim. Tel: +47-75 55 19 07. kym.svanod@ntnu.no  
TRONHØI: NSD, SUF, Universitetet i Tromsø, 9007 Tromsø. Tel: +47-77 64 43 36. nsd@uhk.uib.no

## Vedlegg 3



### Forskningsprosjekt blant fotballspillere i Toppserien 2012

Senter for idrettsskedeforskning ved Norges idrettshøgskole gjennomfører et forskningsprosjekt der vi undersøker risikofaktorer for korsbåndskader blant kvinnelige elitefotballspillere. Vi har derfor hver sesong siden 2009 testet alle spillere i Toppserien, og har nå totalt testet 320 spillere. Spillerne følges deretter opp de kommende sesongene i form av å registrere eventuelle korsbåndskader som oppstår.

Vi har nå satt av tid til testing av spillere fra **Stabæk onsdag 15.februar kl. 15.00**. Testingen foregår på Norges idrettshøgskole, og dere kan møte opp i resepsjonen ved hovedinngangen. Vi vil da ha et kort informasjonsmøte først, hvor vi også ber alle om å skrive under på en samtykkeerklæring for prosjektdeltakelsen.

Vi har totalt 7 teststasjoner som innebærer 3D bevegelsesanalyse av finter/vendinger og fallhopp/spenst, styrketester av forside/bakside lår og hofter, bevegelse, balansetester, anatomiske målinger og en blodprøve. Testingen vil totalt ta ca. 6-7 timer, og dere vil selvfølgelig få en pause og mat og drikke underveis.

Under testingen har dere på treningstøy og de skoene dere vanligvis bruker til innetrening. For å gjøre testingen lettere bør dere bruke en shorts og t-skjorte. To av testene krever at hofter/hoftekam er tilgjengelig for markører (se bilde), så ta gjerne på en boksershorts, bikinitruse eller eventuelt en kort sykkelshorts til disse testene. Markørene vi bruker til bevegelsesanalysen festes med teip - **unngå derfor å bruke bodylotion på testdagen**.



For å se bilder fra testingen, kan dere finne dette på hjemmesiden til Senter for idrettsskedeforskning under følgende link;  
<http://www.klokavskade.no/no/Nyhetsarkiv/Nyhetsarkiv-2009/Hvorfor-skader-fotballjenter-fremre-korsband/>

Vi ser frem til å møte dere 15.februar.

Dersom dere har spørsmål i mellomtiden kan dere ta kontakt på telefon (99 22 44 69) eller e-post ([agnethe.nilstad@nih.no](mailto:agnethe.nilstad@nih.no)).

Vennlig hilsen

Agnethe Nilstad  
Fysioterapeut MSc, PhD-kandidat  
Prosjektleder

## Vedlegg 4



### **FORESPØRSEL OM DELTAKELSE I PROSJEKTET: "Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og fotballspillere - En prospektiv kohortstudie"**

#### **Bakgrunn for undersøkelsen**

Korsbåndsskader i fotball og håndball har i det siste vært et svært aktuelt tema, både i media og i forskningssammenheng. Dette skyldes først og fremst den relativt store hyppigheten av denne alvorlige skaden, spesielt blant kvinnelige utøvere, som ser ut til å skade seg 3-7 ganger hyppigere enn menn. Problemet så langt er imidlertid at vi vet for lite om risikofaktorene og skademekanismene for korsbåndskader. Denne informasjonen er viktig når vi forsøker å forebygge skader, både for å kunne vite hvem som vil ha størst glede av forebyggende trening og for å kunne utvikle mest mulig effektive treningsmetoder.

Senter for idrettsskadeforskning er en forskningsgruppe bestående av fysioterapeuter, kirurger og biomekanikere med kunnskap innen idrettsmedisin. Vår hovedmålsetting er å forebygge skader i norsk idrett, med spesiell satsning på fotball, håndball, ski og snowboard. Denne studien er en viktig brikke i arbeidet med å finne ut hvorfor noen får en korsbåndskade. Vi ønsker nå å undersøke ulike mulige risikofaktorer for korsbåndskader, for deretter å kartlegge hvem som får korsbåndskader de påfølgende sesongene.

#### **Gjennomføring av undersøkelsen**

Vi ønsker at du som elitespiller deltar i denne studien, og deltakelsen er frivillig. Testingen vil finne sted på Norges idrettshøgskole. I løpet av en dag vil vi gjennomføre ulike styrke-, balanse- og bevegelighetstester, anatomiske målinger, samt gjennomføre en bevegelsesanalyse av hvordan du finner, vender, hopper og lander. Undersøkelsen starter med en kort oppvarming, deretter får du festet små refleksmarkører på kroppen (35 stk totalt). Du vil så bli bedt om å gjennomføre tre finter/vendinger og tre fallhopp. Under disse øvelsene vil det være 8 infrarøde kamera som filmer markørene, samtidig som kreftene fra underlaget blir målt. Dataene fra markører, kraftplattform og anatomiske mål benyttes i en matematisk modell som gir ut leddkrefter og momenter. Disse kreftene/momentene gir oss informasjon om hvordan muskler og passive strukturer som leddbånd belastes.

Bevegelsesanalysen vil ta ca. 1,5 time, inkludert anatomiske målinger og påsetting av markører. De andre testene gjennomføres resten av tiden laget er på NIH, og totalt vil testene ta om lag åtte timer. I tillegg til disse testene vil du få utdelt et skjema, der vi spør om treningserfaring, tidligere skader, skade i familien, treningsmengde, menstruasjonsstatus og knefunksjon. Spørreskjemaet besvares i løpet av testdagen, og det vil ta ca. 30 min.

#### **Behandling av testresultatene**

Vi vil de neste tre sesongene følge opp alle lag og spillere som har deltatt på testing hos oss for å registrere alle korsbåndskader som oppstår.

Vi er også interessert i å kunne kontakte deg senere med tanke på oppfølgingsstudier. Dette kan f.eks. skje ved at du får tilsendt et spørreskjema. Av den grunn vil vi lagre resultatene fra testene og svarene på spørreskjemaet fram til 1.6.2017. Etter dette vil dataene bli anonymisert. Dataene vil bli behandlet konfidensielt, og kun i forskningsøyemed. Alle som utfører testingen og forskere som benytter dataene er underlagt taushetsplikt. Dersom du ikke ønsker å være med på etterundersøkelser, kan du reservere deg mot dette i samtykkeerklæringen. I så fall vil alle dine data bli anonymisert etter fire år.

Vi vil underveis i testingen ta videoopptak av dere som vi senere kan ønske å bruke i undervisnings- og formidlingssammenheng. Opptakene inkluderer situasjoner der dere kun har på shorts og sports-BH. Dersom dere ikke vil at deres opptak skal være aktuelle for slik bruk krysser dere av for det i samtykkeerklæringen.

#### **Hva får du ut av det?**

Vi kan ikke tilby noe honorar for oppmøtet, men vil dekke eventuelle reise- og matutgifter. I tillegg vil du få kopi av dine resultater fra styrketestene som gjennomføres i løpet av testdagen.

#### **Angrer du?**

Du kan selvfølgelig trekke deg fra forsøket når som helst uten å måtte oppgi noen grunn. Alle data som angår deg vil uansett bli anonymisert.

#### **Spørsmål?**

Ring gjerne til Tron Krosshaug, tlf.: 45 66 00 46 hvis du har spørsmål om prosjektet, eller send e-post til [tron.krosshaug@nih.no](mailto:tron.krosshaug@nih.no).



*”Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og fotballspillere - En prospektiv kohortstudie”*

## SAMTYKKEERKLÆRING

Jeg har mottatt skriftlig og muntlig informasjon om studien *Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og fotballspillere - En prospektiv kohortstudie*. Jeg er klar over at jeg kan trekke meg fra undersøkelsen på et hvilket som helst tidspunkt.

- Jeg ønsker ikke å bli kontaktet etter endt karriere med tanke på oppfølgingsstudier
- Jeg ønsker ikke at video av meg skal brukes i undervisningssammenheng

Sted ..... Dato .....

.....  
Underskrift

.....  
Navn med blokkbokstaver

.....  
Adresse

.....  
Mobiltelefon

.....  
E-postadresse

## Vedlegg 5



*”Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og fotballspillere - En prospektiv kohortstudie”*

### SAMTYKKEERKLÆRING

Jeg har mottatt skriftlig og muntlig informasjon om studien *Risikofaktorer for fremre korsbåndskader hos kvinnelige elitehåndball- og fotballspillere - En prospektiv kohortstudie*. Jeg er klar over at jeg kan trekke meg fra undersøkelsen på et hvilket som helst tidspunkt.

- Jeg ønsker ikke å bli kontaktet etter endt karriere med tanke på oppfølgingsstudier
- Jeg ønsker ikke at video av meg skal brukes i undervisningssammenheng

Sted

Dato

.....

.....

.....  
Underskrift spiller

.....  
Underskrift foresatt

.....  
Navn med blokkbokstaver

.....  
Adresse

.....  
Mobiltelefon

.....  
E-postadresse

## Vedlegg 6

### ICC-modell 2 "two-way random"

*Analyse av FPPV ved ettbens knebøy*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,877 <sup>a</sup>	,630	,955	71,052	19	57	,000
Average Measures	,966	,872	,988	71,052	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

*Analyse av FPP ved ettbens knebøy*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,872 <sup>a</sup>	,643	,952	61,706	19	57	,000
Average Measures	,965	,878	,988	61,706	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

*Analyse av LB ved ettbens knebøy*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,770 <sup>a</sup>	,614	,888	14,933	19	57	,000
Average Measures	,931	,864	,969	14,933	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

*Analyse av FPPV ved tobens fallhopp IC høyre og venstre side*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,854 <sup>a</sup>	,706	,936	33,834	19	57	,000
Average Measures	,959	,906	,983	33,834	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,890 <sup>a</sup>	,710	,957	63,915	19	57	,000
Average Measures	,970	,907	,989	63,915	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

*Analyse av FPP ved tobens fallhopp IC høyre og venstre side*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,853 <sup>a</sup>	,705	,936	33,723	19	57	,000
Average Measures	,959	,905	,983	33,723	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,890 <sup>a</sup>	,710	,957	63,360	19	57	,000
Average Measures	,970	,907	,989	63,360	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

*Analyse av KAR og KHR ved tobens fallhopp IC*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,912 <sup>a</sup>	,795	,964	65,573	19	57	,000
Average Measures	,976	,940	,991	65,573	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

- a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.
- b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,862 <sup>a</sup>	,650	,946	49,915	19	57	,000
Average Measures	,961	,881	,986	49,915	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

- a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.
- b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

*Analyse av FPPV ved tobens fallhopp PF høyre og venstre side*

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,908 <sup>a</sup>	,830	,958	42,502	19	57	,000
Average Measures	,975	,951	,989	42,502	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

- a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.
- b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,929 <sup>a</sup>	,859	,969	65,550	19	57	,000
Average Measures	,981	,960	,992	65,550	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

- a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.
- b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

Analyse av FPP ved tobens fallhopp PF høyre og venstre side

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,916 <sup>a</sup>	,818	,965	63,370	19	57	,000
Average Measures	,978	,947	,991	63,370	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,942 <sup>a</sup>	,820	,979	138,195	19	57	,000
Average Measures	,985	,948	,995	138,195	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

Analyse av KAR og KHR ved tobens fallhopp PF

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,921 <sup>a</sup>	,789	,969	86,584	19	57	,000
Average Measures	,979	,937	,992	86,584	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.

**Intraclass Correlation Coefficient**

	Intraclass Correlation <sup>b</sup>	95% Confidence Interval		F Test with True Value 0			
		Lower Bound	Upper Bound	Value	df1	df2	Sig
Single Measures	,913 <sup>a</sup>	,749	,967	87,724	19	57	,000
Average Measures	,977	,923	,992	87,724	19	57	,000

Two-way random effects model where both people effects and measures effects are random.

a. The estimator is the same, whether the interaction effect is present or not.

b. Type A intraclass correlation coefficients using an absolute agreement definition.



