

Jens B. Grøgaard

Person Profil Analyse (PPA)

**Vurdering av noen aspekter ved
PPAs validitet og reliabilitet**

Jens B. Grøgaard

Person Profil Analyse (PPA)
Vurdering av noen aspekter ved
PPAs validitet og reliabilitet

© Forskningsstiftelsen Fafo 1998
ISSN 0804-5135

Innhold

| | |
|--|-----------|
| Forord | 5 |
| 1 Teoretisk modell | 7 |
| Aktiv – passiv respons..... | 7 |
| Fire grunnformer – DISC | 8 |
| En oppfatning som er strukturert av to kjennetegn ved omgivelsene? | 9 |
| Andre muligheter | 10 |
| Selvadministrert intervju..... | 11 |
| Maske, press og selvbylde | 11 |
| 2 Litt om validitet og reliabilitet | 13 |
| Trespråksmodellen..... | 13 |
| Fire former for validitet?..... | 14 |
| Vi nøyer oss med en tredeling | 15 |
| Prediksjonsvaliditet – den svakeste formen..... | 15 |
| Noe sterkere – kriterievaliditet | 15 |
| Konstruksjons- eller begrepsvaliditet – den store utfordringen | 16 |
| Reliabilitet – stabilitet og ekvivalens | 16 |
| 3 Beskrivelse av instrumentene | 18 |
| Grunnskjemaet | 18 |
| Ipsativ skala | 20 |
| Observatørskjemaet – en normativ skala | 20 |
| Hva sier data om hvordan de to skalaene fungerer? | 22 |
| Korrelasjonsmatrisen | 24 |
| Hvilke adjektiver opptrer hyppigst? | 25 |
| Sammenligning av det usammenlignbare? | 26 |
| Et eksempel fra sosiologien | 27 |
| Avsluttende vurdering | 28 |
| 4 Noen kjennetegn ved utvalget av respondenter | 29 |
| Menn med høy utdanning – i sin beste alder..... | 29 |
| Omgivelser og posisjoner | 29 |
| 5 Predikerer ego alters vurdering av ego? | 31 |
| Stabilitet i egenvurderingen | 31 |
| Er observatørene enige seg i mellom – ekvivalens i testen? | 33 |
| Er observatørene enige med respondenten? | 34 |

| | |
|---|-----------|
| 6 Faktoriseringer | 35 |
| Faktoranalyse på de to egenrapporteringene gir to dimensjoner..... | 36 |
| Observatørvurderingen gir tre dimensjoner..... | 37 |
| En faktoranalyse med yrkesposisjon som det femte hjulet på vogna | 39 |
| 7 Noen regresjonsanalyser | 40 |
| Konklusjon | 42 |
| 8 Avsluttende vurdering | 43 |
| Litteratur/referanser | 45 |
| Appendiks 1 Ansats til vurdering av begreps/konstruksjonsvaliditet | 47 |
| Appendiks 2 Oversiktstabell | 50 |

Forord

SLG Thomas International har henvendt seg til forskningsstiftelsen Fafo for å få gjennomført en *validitetsvurdering* av Thomas Person Profil Analyse (heretter PPA) på et materiale som ble samlet inn hos bedriftens kundekrets i Norge.

Konteksten

PPA inngår vanligvis som ett av elementene i en intervjuprosedyre i forbindelse med ansettelsesbeslutninger, eventuelt ved omorganiseringer eller opplæring i bedrifter. Ifølge den tekniske håndboken (Irvine 1989) er PPA et verktøy for å strukturere en intervju- og samtaleprosess – et grunnlag for samtale om folks selvoppfatning og preferanser. Verktøyet inngår for eksempel som sjettede trinn i en intervju- og registreringsprosedyre ved ansettelsesprosesser. Denne prosedyren inneholder blant annet innsamling av biografiske data, stillingsbeskrivelse foretatt av bedriftens ledelse (SPPA – Stillingens Person Profil Analyse), personlig intervju/samtale, en oppsummerende rapport med rangering av individer (søkere), gjennomføring av PPA og samtaler, kontroll av referanser og innhenting av tilleggsinformasjon.

I vår sammenheng innebærer dette at mange av respondentene har passert de første stadiene i en utvelgelsesprosess med sikte på ansettelse. I den forstand utgjør utvalget et selektert, ja kanskje endog et *homogent* utvalg yrkesaktive nordmenn. Dette selektive elementet forsterkes også av at utvalget av respondenter er hentet fra den norske kundekretsen til Thomas International. Vi regner ikke med at utvalget er representativt for det norske arbeidslivet i statistisk forstand. Samtidig er det grunn til å tro at dette spesielt gjelder respondenter som er toppledere eller mellomledere. For å utvide observasjonsgrunnlaget og for å skape større bredde i fordelingen av yrkesposisjoner i utvalget, har vi i samarbeid med oppdragsgiver gjennomført cirka 100 intervjuer med ordinære ansatte (medarbeidere) i de bedriftene som inngår i undersøkelsen. Disse personene er neppe intervjuet i forbindelse med at de ble ansatt i bedriften. Uansett har denne utvidelsen bidratt til å øke utvalgets bredde og nedslagsfelt.

Problemstillinger

I dette notatet diskuteres Thomas Person Profil Analyse (PPA) ved hjelp av et datasett som består av 409 egenvurderinger. Nitti personer er intervjuet på to ulike tidspunkter, og omtrent like mange, 91 personer, ble vurdert av en arbeidskollega, 84 ble vurdert av to kolleger, 49 ble vurdert av tre kolleger. I utgangspunktet vil 80–90 enheter være i minste laget for statistisk analyse. Likevel spør vi:

- I hvilken grad produserer datasettet de profilene som teorien bak PPA foreskriver?
- Er det samsvar mellom de intervjuedes oppfatning av seg selv over tid?

- Er observatørene enige med respondentene?
- Er det kanskje andre forhold som kjønn, alder, utdanning og lignende som påvirker skårene på PPA?

Notatets innhold

Notatet består av åtte avsnitt: Først skisseres den teoretiske modellen for PPA. Deretter diskuteres hva som menes når man påstår at et mål er reliabelt og valid. I tredje avsnitt beskrives instrumentet. Hvordan ser spørreskjemaet ut, hva slags forbindelse er det mellom indikatorer og samlemål, og er det noe som tyder på at to ulike utgaver av spørreskjemaet fungerer svært ulikt? Fjerde avsnitt beskriver utvalget, og femte avsnitt sjekker stabilitetsegenskaper i instrumentet: Hvordan er samsvaret mellom den enkeltes oppfatning av seg selv over tid og kollegenes oppfatning – klarer ego å predikere alters vurdering av seg selv? Sjette avsnitt bruker faktoranalyse for å undersøke om vi får de konstellasjonene av «personligheter» (og/eller preferanser) som teorien foreskriver at vi skal få. I syvende avsnitt gjennomføres noen enkle regresjonsanalyser for blant annet å undersøke om virkninger av posisjons- og miljøfaktorer, som er sentrale i konstruksjonen av PPA, overlever kontroll for virkninger av blant annet kjønn, alder og utdanning. Det har vært sterke strukturelle endringer på arbeidsmarkedet, ikke minst endringer i autoritetsforhold på skalaen fra «Taylorisme», via «Fordisme» til «post-et eller annet», kanskje «Post-fordisme». Samfunnet har gjennomlevd en utdanningsrevolusjon, og kanskje det viktigste, kvinner er i dag integrert i lønnet arbeid, nesten på linje med menn. Vi kan tenke oss at slike dramatiske endringer i arbeidslivet både påvirker tolkningen av de profilene vi faktisk finner og/eller peker ut over grunnstrukturen i PPA. Siste avsnitt oppsummerer diskusjonen. Her vil man også finne noen anbefalinger.

Takksigelser

Forfatteren ønsker å takke Anders Reichborn for et godt og lærerikt samarbeid. Takk til Anders og til Marianne Østby for kommentarer og innvendinger til tidligere utkast av dette notatet. Takk til Nina Elnan for hjelp til innlesning av skjemaer på data. Takk til Jonny Iversen på Fafo for hjelp til tilrettelegging av Data-entry-program for registrering av skjemaer, samt tilrettelegging av SPSS-filer for analyse.

På tross av all denne hjelpen og støtten kan det ha oppstått feil og misforståelser: Eventuelle feil og dumheter som måtte forekomme i dette notatet er helt og holdent forfatterens eget ansvar.

Oslo, oktober 1998

Jens B. Grøgaard

1 Teoretisk modell

Det teoretiske utgangspunktet for personlighetsanalysen PPA er Marstons bok *Emotions of Normal People* fra 1928. Teorien og praktiseringen av den er senere videreutviklet og modifisert av forskere og praktikere innen arbeids- og forskningsfeltet «personlighetsvurdering» (generelt psykometri) – ikke minst av Thomas Internationals egne forskere og praktikere.¹ I denne fortettede fremstillingen av det teoretiske grunnlaget for PPA følger vi stort sett presentasjonen i Irvine (1988).

Aktiv – passiv respons

Marston tenkte seg at individer *interagerer* med sine omgivelser. Aktørene formes av og omformer sine omgivelser. Et annet premiss er forestillingen om normalitet og bevissthet: Normale mennesker har et bevisst, ja endog et reflektert forhold til sine følelser. Det gjelder også i forholdsvis anstrengende, utfordrende, usikre og ubehagelige arbeidssituasjoner. Der noen velger imitasjonen, velger andre opposisjonen, heter det gjerne i handlingsteorier som utfordrer den behaviouristiske grunnregel at stimulus selekterer responsen.² Der sanksjonene fremstår som moderate, kan individene i prinsippet forholde seg langs hele skalaen fra aktiv til passiv respons når de eksponeres for de samme stimuli i bestemte situasjoner. Denne friheten til å velge innebærer for eksempel at man kan oppsøke eller søke å skjerme seg mot bestemte miljøer og posisjoner på arbeidsmarkedet.³

Samtidig vil det være slik at individer velges ut til ulike miljøer og posisjoner når de opptrer som arbeidssøkere – og dette kan for så vidt forstås som en «ytre» utvelgelse. Ansettelse, og senere muligheter for opprykk og karriere, styres i prinsippet av andre – av personer som allerede er «innenfor» og som kontrollerer disse beslutningene. I utgangspunktet er det ikke urimelig å tenke seg at slike utvelgelsesprosesser både kan bidra til å produsere sosial ønskverdighet og konformitet, nær sagt på behaviouristisk maner, og gjerne etter lesten «krake søker make» – men kanskje ulike former for konformitet?

¹ Bl.a. Irvine (1988) og (1989), Irvine m.fl. (1991), Brorson (1993), Kaplan m.fl., Cripps m.fl. (1988), Thomas Int. (1993).

² I *Beyond Freedom and Dignity* uttrykker Skinner (1971) seg slik: «The trouble was that the environment acts in an inconspicuous way: it does not push or pull (...) (it) not only prods or lashes, it selects» (ibid: 22,23).

³ Dermed har man for så vidt overskredet den todelingen (dikotomien) som forestillingen om imitasjon og opposisjon bygger på. Horney (1945) snakker om å komme i møte (moving towards), sette seg opp mot (moving against) og bevege seg bort fra (moving away from). Analogien i sosiologi og statsvitenskap er antagelig Hirschmans (1970) triade: *Exit, voice, and loyalty: responses to decline in firms, organizations, and states*.

Fire grunnformer – DISC

Gitt at mennesker gjennom sosialiseringens prosessens irrganger utvikler ulike tilbøyeligheter og personlighetstrekk – såkalte handlingsdisposisjoner – tenkte Marston seg at fire grunnformer (dimensjoner) ville være av særlig relevans i arbeidslivet: *Dominans, innflytelse, stabilitet* og *føyelighet* («compliance») – altså DISC. Disse grunnformene er definert og anskueliggjort (operasjonalisert) som ulike individuelle responser på kjennetegn ved omgivelsene. Marstons interaksjonisme innebærer også at begreper bestemmes i forhold til hverandre – relasjonelt.

Dominans oppfattes som en kraftfull respons på noe som oppleves som utfordrende eller truende – en energiutladning som gir kapasitet til å kontrollere og styre. Føyelighet er på en måte motsatsen – en kapasitet til å la seg kontrollere og styre, til å bevege seg etter ytre diktat. Irvine (1988: xxii – xxiii) understreker at begrepene har en «dr. Jekyll og mr. Hyde-karakter». Som et hjelpemiddel til å karakterisere folks atferd, gir betegnelsene dominans og føyelighet positive såvel som negative assosiasjoner. Dominant opptreden dekker hele spekteret fra det å ta initiativ og det å stå oppreist når det stormer rundt en⁴ – en opptreden det for så vidt står respekt av – til det å opptre som bølge.⁵ Føyelighet kan analogt være uttrykk for både frykt og glede: Evnen og viljen til å la seg henføre og begeistre plasseres under betegnelsen føyelighet, for eksempel medfølelse (empati), samt estetiske og religiøse følelser og opplevelser. Uansett fremstår den grunnleggende ideen av dominans som en aktiv respons på ytre press eller motstand, mens føyelighet representerer en passiv respons på en opplevelse av antagonistiske krefter i ens omgivelser – fortrinnsvis miljøet på arbeidsplassen.

På samme måten kan man tenke seg at harmoniske eller gunstige omgivelser fremkaller andre responser: Innflytelse og stabilitet defineres som en aktiv, henholdsvis passiv, reaksjon på omgivelser som fremstår som belønnende. Den som spiller på innflytelse, spiller på det sosiale. Vedkommende bruker bedriften som «markeds plass».⁶ Der den dominante dikterer, vil den innflytelsesorienterte sjarmere, overbevise og argumentere. Der den føyelige lar seg diktere, vil den stabile eller tilpasningsdyktige opptre imøtekommende, generøst, villig og pliktoppfyllende. Samtidig understreker Irvine (1988: xxxxi) at innflytelse og stabilitet er de begrepene i den moderne utgaven av PPA som antagelig avviker mest fra Marstons opprinnelige forestillinger.

⁴ Vi tenker for eksempel på Albert Banduras' (1977) forestilling om høy egenvurdert kapasitet eller store mestringsforventninger (high perceived self-efficacy).

⁵ En bølge er som kjent en person som opptrer aggressivt uten at vedkommende demonstrerer mot.

⁶ Takk til Anders Reichborn for dette poenget.

En oppfatning som er strukturert av to kjennetegn ved omgivelsene?

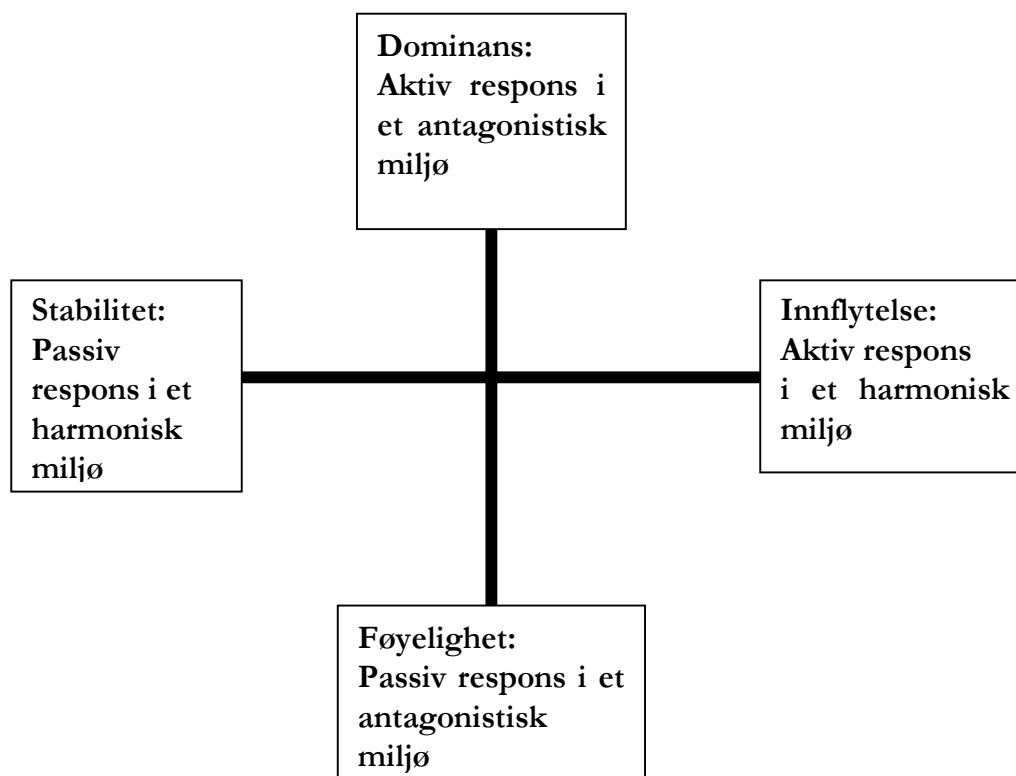
Marston tar utgangspunkt i en teori om menneskers oppfatning (*persepsjon*) av sine omgivelser. I den forstand blir PPA kognitivt forankret. Man er disponert for å respondere på ulikt vis i ulike kontekster, og det er kombinasjonen av bestemte kjennetegn ved omgivelsene og den posisjonen man innehar i et hierarkisk arbeidsliv, som fremkaller de fire ulike responsene.⁷ Det vil med andre ord være en tendens til at de fire grunnformene (DISC) blir strukturert til to dimensjoner av spesifikke kombinasjoner av arbeidslivets posisjonshierarki og kjennetegn ved arbeidsmiljøet (Figur 1):

- Individenes respons på omgivelser (arbeidsmiljøer) som fremstår som utfordrende, kompetitive, konfliktfylte eller endog truende – *antagonistiske* miljøer – grupperer seg på en skala der *dominant* (aktiv) og *føyelig* (passiv) respons utgjør ytterpunktene. I slike bedrifter vil det være en tendens til at lederne fremhever dominans og distanserer seg fra føyelighet, mens ansatte fremhever føyelighet og distanserer seg fra dominans.
- Der omgivelsene fremstår som imøtekommende, skjermede og gunstige – *harmoniske* miljøer – utgjør *innflytelse* (aktiv) og *stabilitet* eller tilpasningsdyktighet (passiv) responsens polaritet. Her vil det være en tendens til at ledere spiller på innflytelse og distanserer seg fra stabilitet, mens ansatte fremhever de motsatte tilbøyelighetene.

Alternativt kan man tenke seg at når slike karaktertrekk er etablert, vil bedrifter velge ut ledere og ansatte etter den ovennevnte kombinatorikken – utfallet blir det samme. I det siste tilfellet vil vi imidlertid ha en teori om omgivelsenes respons på individuelle fremtoninger. En tredje mulighet, som kan etablere den samme konstellasjonen i tilspisset form, er når individuelle oppfatninger (persepsjoner) av omgivelsene opererer sammen med ytre (eksterne) utvelgelsesmekanismer – i en selvforsterkende kjede. Mønsteret kan uansett skisseres som i Figur 1.

⁷ Det er noen fellestrekk ved denne tankegangen og Bourdieus forestillinger om kulturelt habitus, selv om det innholdsmessige er svært forskjellig. Begge forestillinger er kognitivt forankret, og begge utvikler teorier om potensiell handling (disposisjoner). Jonathan Turner presenterer et interessant forsøk på å klassifisere (og integrere) et knippe teorier om behovs-/handlingsdisposisjoner i sin artikkel *Towards a sociological theory of motivation* fra 1987. Dette forslaget er også diskutert i Grøgaard (1995/1997: 744–748).

Figur 1 Grunnmodellen: Individenes respons på ulike omgivelser i arbeidslivets posisjonshierarki.



Andre muligheter

Den grunnleggende ideen er med andre ord at hvis man klassifiserer mennesker etter deres yrkesposisjon eller stilling i ulike arbeidsmiljøer, vil man være tilbøyelig til å finne dominante ledere og føyelige ansatte i disharmoniske arbeidsmiljøer, og innflytelsesorienterte ledere og tilpasningsdyktige (stabile) ansatte i harmoniske arbeidsmiljøer – fordi disse individenes persepsjon av omgivelsene fremkaller slik fremtoning hos dem.

Marston benyttet begrepet «submission», det vil si underdanighet eller underordning, for å karakterisere den passive tilpasningen til et mer harmonisk arbeidsmiljø. Betegnelsen underordning er senere endret til de mer positive termene tilpasningsdyktighet og stabilitet. Begrepet «compliance» ble brukt for å karakterisere en passiv respons i et antagonistisk arbeidsmiljø. Oversatt til norsk er det for så vidt interessant at ordbøker assosierer både compliance og submission med ordet føyelig. Derfor er det fristende å spørre om det kan være en tendens til at norske respondenter oppfatter konkrete indikatorer på disse to dimensjonene som uttrykk for tilnærmet den samme egenskapen.

En annen mulighet er naturligvis at ledere og ansatte posisjoneres seg på mer enn to måter: Konstruktørene av PPA tenker seg ledere som enten posisjoneres seg i kraft av sin egen person (dominans), eller som spiller på det sosiale, som bruker bedriften som «markeds plass» (innflytelse). Ledere kan også posisjonere seg i kraft av

sin kompetanse, at deres autoritet hviler på faglig dyktighet fremfor på dominans eller sosialitet.

For det fjerde er den grunnleggende polariteten i PPA utformet i et foretaks-miljø (og i en tid) som kanskje skulle tilsi at man i et moderne norsk arbeidsmiljø finner andre konstellasjoner enn de man fant (og forventer å finne) i et «anglo-saksisk» arbeids-miljø. En mulighet kan være at det er de personene som befinner seg mellom barken og veden – for eksempel linjelederne og mellomlederne – som betoner føyelighet og stabilitet – ikke de underordnede på arbeidsplassen. Og, hvordan opptrer moderne kvinner – kan det være en tendens til at de betoner sosialitet og for eksempel distanserer seg fra føyelighet og stabilitet? I så fall bør vi forvente å finne et mer komplisert mønster av posisjoner, miljø og PPA-profiler enn det teorien i utgangspunktet foreskriver, men det gjenstår å se. Det ville for eksempel være interessant å se om den opprinnelige konstruksjonen også fremstår som et instrument til «å nyansere seg selv».

Selvadministrert intervju

PPA bygger på at dominans, innflytelse, stabilitet og føyelighet kan operasjonaliseres ved hjelp av et strukturert, selvadministrert intervju med et begrenset antall tvungne svaralternativer.⁸ I vår undersøkelse opptrer PPA i to utgaver – en utgave der instrumentet har et sterkt *ipsativt preg* og en utgave med et *normativt preg*. Grunnskjemaet i PPA opererer med tvungne svaralternativer. Den enkeltes fremstilling av seg selv (egenrapporteringen) bygger på dette spørreskjemaet. Oppdragsgiver har i tillegg konstruert et observatørspørreskjema for vår undersøkelse som i prinsippet stiller «respondenten» fritt. Her er skalaen normativ. Problemstillinger som er knyttet til hvordan de to skjemaene virker, kommer vi tilbake til under diskusjonen av «instrumentene».

Maske, press og selvbilde

Personer som skal karakterisere seg selv ved hjelp av PPA tar stilling til 96 beskrivende ord (adjektiver) – jamfør avsnitt 3. De fremhever noen trekk ved sin fremtoning i arbeidssituasjonen (Mest typisk svar), distanserer seg fra noe annet (Minst typisk svar), og neglisjerer eller erklærer seg indifferent til andre foreslåtte beskrivelser i spørreskjemaet (ubesvart).

Trekk ved en selv som fremheves, kalles *masken*. Når man hevder at noe er svært typisk for ens egen fremtoning på arbeidsplassen, er to ulike tolkninger mulig: Masken kan uttrykke det man ønsker at andre skal se i en selv – altså forstått som en

⁸ Dette er naturligvis et stridstema i samfunnsvitenskap. Garfinkel – etnometodologiens far – argumenterte sterkt mot ideen at spørsmål om atferdstilbøyeligheter (hypotetiske situasjoner) sier så mye om atferden i faktiske situasjoner – se for eksempel Dittmar (1976) og Heritage (1984). I utgangspunktet oppfatter vi dette som et empirisk spørsmål, som det hersker sterk uenighet om.

sosialt ønskverdig fremstilling av seg selv utad. Masken kan også tolkes aktororientert, som et direkte uttrykk for det man mener man *er* under normale omstendigheter.

Beskrivelser som betegner en selv på en måte som man mener er minst typisk, det vil si som man ønsker å distansere seg fra, kalles *press*. Ved en endring i arbeidssituasjonen oppfattes masken som noe mindre stabil enn det motsatte av det man distanserer seg fra (altså negasjonen til *press*). Siden de to fremstillingene refererer til ulike ord (konkrete beskrivelser) – de er ikke symmetriske – vil det motsatte av det man sier at man ikke er, også kunne gi et inntrykk av hva slags fremtoning man har på jobb (*press*-profilen er også kalt «ærlighetskurven»).

Det tredje elementet i PPA tar høyde for denne muligheten for varierende aktsomhet ved utfylling av spørreskjemaet i tilknytning til et jobbintervju, ved at det etableres et numerisk kompromiss mellom Mest- og Minst-svarene. Dette kompromisset, som i praksis er en differanse mellom Mest og Minst skårer gitt kriteriene for beregning av DISC, kalles *selvbildet*. Konstruktorene av det selvadministrerte intervjuet er tilbøyelige til å oppfatte selvbildet som en mer stabil karakterbeskrivelse enn det som fremheves som mest typisk av respondenten selv (dvs. masken).

I denne forbindelsen kan man naturligvis tenke seg flere muligheter: Først, en karakteristikk som ikke er aktørnøytral: Trekk ved ens egen atferd eller fremtoning på arbeidsplassen som man mener er svært lite typisk under normale omstendigheter, kan vekkes til live når man utsettes for stress, mas, konflikt og følelsesmessig ubehag i arbeidssituasjonen, eller når man måtte ta med seg andre problemer på jobben. Alternativt kan vi også tenke oss at den som betoner dominans i et harmonisk arbeidsmiljø, nærmest fremstår som totalt dominerende når harmonien forsvinner, mens den som betoner stabile eller føyelige trekk, nærmest kryper inn i sitt eget skall når disharmonien dukker opp – «se hvor det stormer der ute, her er det fredfylt og tyst».

Vi kommer tilbake til den konkrete beregningen av skårer på de ulike aspektene ved hver enkelt dimensjon (DISC) i avsnittet om instrumentene (avsnitt 3).

2 Litt om validitet og reliabilitet

Trespråksmodellen

Hvis man aksepterer vitenskapsteoriens tospråksmodell – som strengt tatt er en trespråksmodell – kan man skille mellom *idé* (metafysisk nivå), *begrep* (teoretisk nivå) og *gjenstand* (operasjonelt/empirisk nivå). Ideer begrunner seg selv som sanne. Samtidig er metafysiske utsagn viktige for vår kunnskap om et fenomen, fordi de kan «utgjøre et steinbrudd for uthugging av hypoteser», sier Joan Robinson⁹. Begreper er kjenetegnet ved at de etablerer bånd mellom formodning og erfaring, mellom tenkning og sansning: *Begreper har gjenstander*.

Validitet er knyttet til spørsmålet om man virkelig måler det man sier at man måler, altså til forbindelsen mellom det teoretiske og det operasjonelle nivået: Hva har man målt, og er datasettet relevant for problemstillingen i en undersøkelse? Et operasjoniseringsargument vil være både teoretisk og empirisk forankret, men det hersker uenighet om i hvilken grad validitet primært hviler på argumenter for konsistens eller på målbare fakta (observasjoner). Med henvisning til Imre Lakatos, kan et ytterpunkt i denne diskusjonen uttrykkes slik: «Når vi roper til naturen og spør sant eller falskt, svarer den konsistent eller inkonsistent».¹⁰ Vi oppfatter dette som en realistisk posisjon. Den motsatte holdningen, som neppe blir fornærmet om den kalles empiristisk, bygger på at man kan måle forbindelsen mellom begrep og gjenstand på en tilnærmet eksakt eller uangripelig måte. I en noe moderert utgave kan holdningen formuleres slik: «Når vi roper til naturen og spør konsistent eller inkonsistent, så svarer den i hvert fall at noe kan være galt.» Nå er det ikke bare empiristen som tror at det er noe der ute som kan skape ubehag i logisk konsistente, teoretiske byggverk – som i moderne sjargong tror på eksistensen av empiriske *anomalier*. Det gjør også mange som tror at data er «ladet med teori». I tråd med dette påstår vi at ingen forestillingsevne eller teori noen gang blir så perfekt at den ikke overraskes av begivenhetens gang – før eller siden. Man trenger imidlertid ikke å konvertere til empirismen for å hevde et slikt syn.¹¹

⁹ Robinson (1962/1974: 8-9), norsk utgave - *Økonomisk filosofi*.

¹⁰ Lakatos (1970: 130).

¹¹ Vitenskapsteoretikeren Andrew Sayer argumenterer for at eksponentene for ulike syn på forholdet mellom teori og observasjon ledes inn i det endelige (ultimate) ordskifte – og det er for så vidt et viktig poeng at skeptikeren alltid får det siste ordet. Sayer (1984: 145-157).

Fire former for validitet?

Vitenskapsteorien og fagmiljøene opererer med ulike teorier om og klassifiseringer av validitet. Judd og Kenny (1981) skiller mellom fire former: *Konstruksjonsvaliditet*, *konklusjonsvaliditet*, *intern validitet* og *ekstern validitet*.¹² Når man anvender en spesifisert (eksplicit) målemodell – det som kalles en generell evalueringsmodell – av typen logit, probit, lineær regresjon og lignende, er utgangspunktet ofte en kausal hypotese om en eller annen intervensjonseffekt (*treatment*). I vår sammenheng, som er undersøkelser av hvordan personlighetsindikatorer virker, kan vi for eksempel lansere følgende påstand: Vi forventer at det relativt sett er flere dominante ledere i anstrengende, konfliktfylte og stressede arbeidsmiljøer enn i rolige, sedate, oppmuntrende og harmoniske miljøer. Intervensjonen kan for så vidt bestå i kombinasjoner av flere former for utvelgelse og/eller selvutvelgelse: Dominante personer kan velge å søke mot turbulente arbeidsplasser, og vurderings- og ansettelsesprosedyrer i slike miljøer kan være innrettet mot å avdekke dominans. Vi kan dessuten observere virkninger av rollesosialisering, det vil si at selv saktmodige mennesker i ansvarsfulle posisjoner spiller på dominans når det begynner å storme rundt dem. Hvis denne utvelgelsen skal fylles med et konkret innhold, må vi naturligvis ha håndfaste indikatorer på slike konkurrerende (og kanskje komplementære) aspekter ved en seleksjonsprosess.¹³ Konklusjoner som bygger på undersøkelser av sosiale fenomener kan uansett diskuteres og motsies på de fire planene Judd og Kenny skisserer:

1. *Konstruksjonsvaliditeten*: Er operasjonaliseringen av de teoretiske forbindelsene adekvat (mht. situasjon, utfall, prosess, populasjon)?
2. *Konklusjonsvaliditeten*: Er de påviste effektene tilstrekkelig store til at vi våger å konkludere at de finnes? I statistikken brukes gjerne signifikans på ett bestemt nivå som kriterium.
3. *Intern validitet*: Er de påviste effektene uttrykk for en bestemt påvirkning, eller må vi innse at det er konkurrerende kausale forklaringer på det observerte mønsteret i data? Er for eksempel lederen i den konkurransutsatte bedriften dominant fordi han – det er oftest en han – har søkt disse utfordringene, blitt valgt ut av andre, eller er blitt sosialisert inn i en slik rolle?
4. *Ekstern validitet*: Kan funnene generaliseres (til andre situasjoner, utfall, populasjoner, former for påvirkning, og lignende)?

¹² Judd og Kenny henviser til begrepsbruken hos Cook og Campbell (1979), men presenterer for så vidt sin selvstendige tolkning av hva disse fire formene for validitet betyr.

¹³ Robert Merton (1975) formulerte et program for empirisk forskning, som krevde at enhver empirisk undersøkelse ble designet slik at ulike formodninger og teorier skulle møtes på en felles arena til gjensidig berikelse og kontrovers. Deretter var det empirikerens plikt å ta stilling.

Vi nøyer oss med en tredeling ...

En mer tradisjonell og antagelig enklere inndeling, er å skille mellom tre former for validitet: *Prediksjonsvaliditet*, *kriterievaliditet* og *konstruksjonsvaliditet*.¹⁴

Prediksjonsvaliditet – den svakeste formen

Et instrument eller en måling har prediksjonsvaliditet hvis det forutsier et utfall som teorien sier at man skal få. I praksis sjekkes prediksjonsvaliditet på det operasjonelle planet. Et eksempel på en slik prediksjonstest kan være at man med utgangspunkt i en teori om fremveksten av «meritokratiet» (det ytelsesorienterte samfunn), undersøker om det virkelig er slik at skåren på en IQ-test predikerer individenes fremgang i det moderne arbeidslivet etter endt skolegang. Hvis denne statistiske relasjonen ikke bare eksisterer, men også fremtrer ganske sterkt, vil man være fristet til å konkludere at utvelgelsesmekanismene på arbeidsmarkedet peker i meritokratisk retning. Samtidig er ikke denne testen i seg selv tilstrekkelig til å bekrefte en teori om at arbeidsmarkedet selekterer intelligens – for relasjonen mellom intelligens og karriere har man ikke målt. Man har målt IQ og tolker skåren som uttrykk for intelligens. Det er naturligvis en mulig tolkning, men IQ kan også være uttrykk for mange andre forhold – for eksempel, kvaliteten og omfanget av den skolegangen man har fått, kvaliteten på sosiale og kognitive stimuli i hjem og nærmiljø, osv. Alt dette representerer tolkninger av «bakenforliggende» (latente) kausalrelasjoner som man må argumentere for både teoretisk og empirisk, for eksempel ved å kontrollere effekten av IQ på yrkesposisjon for variasjoner i utdanning og sosial bakgrunn, sosialiseringshistorie og lignende.¹⁵

Noe sterkere – kriterievaliditet

Kriterievaliditet kan i så fall være svaret: Et mål har kriterievaliditet hvis det er høyt korrelert med et annet mål som vi allerede har argumentert for validiteten til. Man kan for eksempel tenke seg at dette andre målet er mer raffinert, har større bredde og nedslagsfelt, er bedre dokumentert og så videre enn det førstnevnte målet. Uansett har man et problem, fordi tolkningen av slike statistiske relasjoner mellom operasjonelle begreper (variable) bygger på prinsippet at «assumptions outnumber information two to one» (Fischer m.fl. 1996: 37–38). Selv om det sjelden er snakk om ren

¹⁴ Se for eksempel Hellevik (1977/1980).

¹⁵ Samtidig er det sider ved det praktiske liv hvor vurdering av sannhet og nytte hviler på at man predikerer riktig – der det primære sannhetskriteriet er «se det virker!» (praktisk adekvans). Når rørleggeren har reparert røret som sprang lekk, vil det herske liten tvil om at handlingen både var «sann» og «nyttig» – den fremstod som umiddelbart evident. Når man diskuterer abstrakte størrelser som intelligens, personlighet, handlingsdisposisjoner og lignende, er det få utsagn som tilhører klassen av umiddelbart sanne og nyttige (evidente) utsagn. Relevans, indikatorvalg osv. må begrunnes.

tro i faglige diskusjoner, vil slike tolkninger hvile på blant annet argumenter for konsistens mellom ulike nivåer i et teoretisk byggverk – for så vidt slik Lakatos hevdet.

Konstruksjons- eller begrepsvaliditet – den store utfordringen

Da er vi kommet til det utfordrende validitetskriteriet – *konstruksjonsvaliditet*. Hvis vi holder oss til Fisher m.fl., betyr konstruksjonsvaliditet at det målet vi anvender faktisk måler det begrepet det er meningen at det skal måle, og da kommer man ikke utenom detaljert innholdsanalyse. I eksemplet med IQ-testen må man blant annet vurdere om de spørsmålene man stiller til respondentene er egnet til å avdekke vedkommendes intellektuelle kapasitet. Anvendt på påstander om at man måler personlighetsegenskaper, må man analogt redegjøre for at de indikatorene man bruker faktisk representerer det vi forstår med personlighetstrekk, personlige tilbøyeligheter, handlingsdisposisjoner osv. Det heter jo at «fanden sitter i detaljene».

Nå har ikke vi slike ambisjoner i dette notatet. En gryende begrepsevaluering er skissert i appendiks 1. Vi redegjør for noen detaljer i konstruksjonen av instrumentet og i hvordan de enkelte indikatorene rent teknisk lader på ulike dimensjoner i den profilen som kalles DISC – dominans, innflytelse, stabilitet og føyelighet. I tillegg benyttes faktoranalyse og regresjonsanalyse for å undersøke PPAs prediksjonsvaliditet, gitt prinsippene for konstruksjon av skårer. En undersøkelse av konstruksjonsvaliditeten ville ikke bare problematisert disse prinsippene, den ville også vurdert hver eneste indikator på de fire dimensjonene som inngår i DISC-profilen.

Vi spør mer beskjedent om vi finner den konstellasjonen som teorien predikerer at vi skal få anvendt på materialet vårt – og, responderer DISC på for eksempel variasjoner i miljø og yrkesposisjoner, slik vi forventer at den skal gjøre? Også i dette tilfellet vil grunnleggende antagelser vinne 2-1 over informasjonstilgangen, men det er i det minste mulig at vi kan få en «overraskelse». Da blir det galt å påstå at observasjonene fungerer som rene gisler for vår teoretiske formodning – vi forfaller ikke til teoretisk determinisme selv om vi benytter et svakt validitetskriterium. Det kan for eksempel hende at vi lærer noe av denne diskusjonen, kanskje til og med at vi oppdager noe nytt – at PPA i den forstand fremstår som et instrument som har evnen til å nyansere seg selv.

Reliabilitet – stabilitet og ekvivalens

Reliabilitetsmål angir nøyaktigheten i selve instrumentet og går på forbindelsen mellom den operasjonaliserte størrelsen (variabelen) og tabulerte data – det vil si hvordan og hvor nøyaktig målingene som leder frem til datasettet er utført.¹⁶ Til sammen

¹⁶ En detaljert oversikt over og diskusjon av relevante mål på reliabilitet og validitet er gitt i Iversen (1997: 15-22).

utgjør forbindelsen mellom tabulerte data og operasjonelle variable og mellom operasjonelle og teoretiske variable, datas validitet. Testing av reliabilitet foregår ved at man sammenligner uavhengige undersøkelser (målinger) av samme fenomen: *Stabilitetstester* måler det samme fenomenet på ulike tidspunkter, mens *ekvivalenstester* måler fenomenet uavhengig på noenlunde samme tidspunkt (Hellevik 1977/1980).

PPA bygger på forestillingen at personer velger seg selv ut/tilpasser seg (velges ut) til kombinasjoner av miljø og posisjoner i arbeidslivet etter blant annet bestemte kjennetegn ved deres fremtoning eller personlighet som kan karakteriseres ved hjelp av DISC. Dette bør være ganske stabile individuelle trekk, og man antar at det mulig å fange dem opp gjennom bruk av et selvadministrert spørreskjema. Hvor stabile er disse DISC-skårene når respondenten karakteriserer sin egen fremtoning på to ulike tidspunkter, og er kolleger som arbeider sammen med vedkommende enige i den beskrivelsen respondenten gir av seg selv? Dette er to prøver på PPAs troverdighet, som i det første tilfellet faller inn i klassen av stabilitetstester, og som i det andre tilfellet befinner seg i grenselandet mellom det vi forstår som ekvivalenstest og prediksjonstest (dvs. prediksjonsvaliditet). Vi har ikke brukt identiske spørreskjemaer i de to tilfellene, og det skaper noen problemer for sammenlignbarheten i målingen, men det kommer vi tilbake til i neste avsnitt.

3 Beskrivelse av instrumentene

Informasjonsgrunnlaget i vår undersøkelse bygger på utfylling av to ulike spørreskjemaer som består av 96 beskrivende ord (*adjektiver*), samt spørsmål om blant annet respondentens kjønn, alder, stilling (yrkesposisjon) og utdanning. Respondentenes karakterisering av seg selv bygger på standardskjemaet i Person Profil Analyse (PPA). Oppdragsgiver har i tillegg konstruert et eget spørreskjema for observatørvurderinger. Oversikt over de 96 adjektivene og prinsippene for beregning av skårer (ladninger) på DISC-profilen er skissert i tabell 1.

Grunnskjemaet

PPA ordner de 96 adjektivene på en slik måte at intervjuobjektet konfronteres med fire alternativer samtidig – for eksempel «ærbødig», «banebrytende», «optimistisk» og «velvillig». De 96 beskrivende ordene er med andre ord ordnet i 24 spørsmål (linjer). Den intervjuede blir bedt om å peke ut en beskrivelse av fire mulige som vedkommende mener er mest karakteristisk for seg selv (M for mest typisk), samt en annen beskrivelse som er minst karakteristisk (L for minst typisk). Man vektlegger noe, distanserer seg fra noe annet og uttrykker seg indifferent til (neglisjerer) de to resterende alternativene – i hver enkelt av de 24 operasjonene.

Med et par unntak refererer de fire termene på hver enkelt linje til hvert sitt aspekt ved DISC-konstruksjonen – henholdsvis *dominans* (D), *innflytelse* (I), *stabilitet* (S) og *føyelighet* (C for «compliance»): Ett adjektiv vil i de fleste tilfellene indikere dominans (banebrytende), ett annet innflytelse (optimistisk), ett tredje stabilitet (velvillig), og ett fjerde føyelighet (ærbødig).

Det er også et kjennetegn ved spørreskjemaet at rekkefølgen på ordene som refererer til teoriens definisjon av «ladninger» på DISC, varieres fra spørsmål til spørsmål. I eksemplet ovenfor fremtrer DISC som CDIS. Dermed blir det noe vanskeligere for respondenten å gjennomskue «logikken» i instrumentet. Utfyllingen skal dessuten skje raskt. Det skal ikke være for mye rom for ettertanke eller for strategiske/taktiske overveielser.¹⁷

¹⁷ Generelt legges det stor vekt på respondentens intuitive, følelsesmessige tilknytning til språket. Spørreskjemaet skal være på morsmålet – et språk respondenten har vokst opp med fra tidlige barneår. Tidsavgrensningen under utfyllingen av PPA, kan dermed sies å forsterke respondentens intuitive forståelse av et begreps betydning og vedkommendes følelsesmessige (versus rasjonelle) forhold til det å karakterisere seg selv. Takk til Anders Reichborn for denne påpekningen.

Tabell 1 Oversikt over adjektivenes tilknytning til DISC-dimensjonene basert på egenvurdering ved hjelp av PPA (person profil analyse) og observatørvurdering ved hjelp av observatørskjema

| D | I | S | C |
|---|----------------------|----------------------|-----------------------|
| Dominans | Innflytelse | Stabilitet | Følgelig |
| Symmetrisk på skala: | | | |
| Sta | Tillitsvekkende | Snill | Ydmyk |
| Dristig | Sjarmerende | Imøtekommende | Respektfull |
| Konkurransesglad | Munter | Likevektig | Korrekt |
| Ubøyelig | Lekende | Hensynsfull | Forsiktig |
| Selvsikker | Omgjengelig | Tålmodig | Behagelig |
| Eventyrlysten | Pratsom | Måteholden | Fredelig |
| Besluttsom | Selskapets midtpunkt | Behersket | Trofast |
| Vågal | Overbevisende | Tilfreds | (7 symmetrier) |
| Påståelig | Optimistisk | Bløthjertet | |
| Iherdig | Livsglad | Generøs | |
| Karaktersterk | Selskapelig | Velvillig/medgjørlig | |
| Banebrytende | Kameratslig | Overbærende | |
| Argumenterende | Populær | Hjelpsom | |
| Sikker | (13 symmetrier) | (13 symmetrier) | |
| Energisk | | | |
| Likefrem | | | |
| Rastløs | | | |
| (17 symmetrier) | | | |
| Bare L (distansere): | | | |
| Orginal | Trivelig/jovial | Blid | Lett å lede |
| Viljesterk | Glad | Underdanig | Harmonisk |
| Modig | Hjertelig | Sympatisk | Omstendelig |
| Humørfyllt | Dannet | Nonchalant | Engstelig |
| (4 distansert) | Livlig | Fornøyd | Konvensjonell |
| | Godtroende (L fra S) | Behersket | Bekymret |
| | (6 distansert) | (6 distansert) | Tolerant |
| | | | Resignert |
| | | | Kultivert |
| | | | (9 distansert) |
| Bare M (fremheve): | | | |
| Tapper | Overtalende | Lojal | Fordomsfri |
| Pågående | Inspirerende | Lydig | Stillfarende |
| Bestemt | Tillitsfull | Godlynt | Mottakelig |
| (3 fremhevet) | Beundringsverdig | Villig | Disiplinert |
| | (4 fremhevet) | Vennlig | Ærbødig |
| | | Godtroende | Smidig |
| | | (6 fremhevet) | Nøyaktig |
| | | | Diplomatisk (M fra I) |
| | | | (8 fremhevet) |
| Ord som ikke gir poeng på skalaen: | | | |
| | Ivrig (ingen poeng) | | |
| | Diplomatisk (M på C) | Godtroende (L på I) | |
| Variasjonsbredde: | | | |
| M: 17+3 = +20 | 13+4 = +17 | 13+6 = +19 | 8+7 = +15 |
| L: -17+(-4)= -21 | -13+(-6) = -19 | -13+(-6) = -19 | -9 - 7 = -16 |

Ipsativ skala

Denne formen for spørsmålsstilling kalles på fagspråket *ipsativ* (selvrefererende) i motsetning til *normativ* (referanse til en «utenforliggende» eller felles norm). Når en respondent tvinges til å prioritere mellom på forhånd gitte alternativer som teller like mye, vil summen av de skårene som tilskrives svarene være konstant uansett hvordan individet prioriterer. Oversatt til tall gjennomfører respondenten en vurdering over 24 spørsmål, som for eksempel gir to responser til verdien 0 (indifferent), en respons til verdien +1 (M'ene eller det som uttrykkes) og en respons til verdien -1 (L'ene, eller det man distanserer seg fra). Under forutsetning av at hvert eneste ord fungerer symmetrisk på skalaen, vil med andre ord den totale skåren som tilskrives hver enkelt respondent over alle dimensjoner, være konstant.

Nå er det ikke slik at hvert eneste ord fungerer symmetrisk på «sin» dimensjon i grunnskjemaet. Antall symmetriske og asymmetriske ladninger varierer, slik at den potensielle variasjonsbredden på trekk som fremheves (M) og på trekk man distanserer seg fra (L), er ulik på henholdsvis dominans, innflytelse, stabilitet og føyelighet. Derfor er det tale om et sterkt ipsativt *preg* ved PPA. Personer som svarer slik at de enten fremhever eller distanserer seg fra dominans, en dimensjon som har maksimalskårer +20 eller -21, vil kunne oppnå flere poeng i absolutt verdi enn personer som for eksempel fremhever eller distanserer seg fra føyelighet. Her strekker skalaen seg fra -16 til +15 poeng. Det vil altså være noe variasjon i den maksimale poengsummen et individ kan oppnå.

En fenomenologisk innvending mot denne konstruksjonen vil være at man «innerst inne» ikke tar respondenten på alvor: Hvorfor er det for eksempel ikke tillatt å hevde at man er lett å lede, harmonisk, omstendelig, dannet, engstelig og bekymret? Og, selv om det neppe er særlig gunstig å fremstille seg som lite lojal, usympatisk, ubehersket eller nonchalant i et jobbintervju, vil den som bekjenner seg til fenomenologien antagelig oppfatte slike ytringer som uttrykk for positive attributter som ekstrem ærlighet, og kanskje også mot og betydelig selvinnsikt.

Et forsvar for den tankegangen konstruksjonen bygger på, er at PPA faktisk brukes som et hjelpemiddel til å strukturere en intervjuopprosess, som et utgangspunkt for samtaler i forbindelse med beslutninger om ansettelse av ledere, omorganiseringer i bedrifter, opplæringstiltak og lignende. Man har ikke en situasjon som preges av den anonymiteten fenomenologen forutsetter. Dermed fremstår visse ytringer som usannsynlige, og selve poengberegningen har tatt høyde for dette kravet til realisme i konstruksjonen.

Observatørskjemaet – en normativ skala

Observatørene har fylt ut et spørreskjema som er konstruert for vår undersøkelse. Dette skjemaet opererer med en normativ skala. De 96 beskrivende ordene opptrer hver for seg, og respondenten kan i prinsippet vurdere hvert enkelt adjektiv uavhen-

gig av alle de andre (95). Vedkommende kan erklære seg enig (=M), indifferent eller uenig (=L), altså en klassisk tre-punktsskala.¹⁸

I dette skjemaet er ordene ordnet etter DISC-dimensjonene, med dominans i første kolonne fra venstre, innflytelse i andre kolonne, stabilitet i tredje kolonne og føyelighet ytterst til høyre i skjemaet. Det er noen unntak fra denne regelen (jif tabell 1). Ordet «ivrig» gir for eksempel ikke poeng på noen skala og ordet «diplomatisk» lader bare negativt på føyelighet når det opptrer i kolonnen for adjektiver som identifiseres med innflytelse.

Individenes poengsum kan variere i prinsippet, helt fritt. En person som for eksempel ønsker å distansere seg fra alle de 96 karakteristikkene, kan få maksimal negativ poengsum langs hele DISC-profilen (-21, -19, -19, -16). Personer som ønsker å erklære seg indifferent til alle de 96 ordene, kan få en perfekt balansert eller nøytral profil (0,0,0,0). Personer som ønsker å fremheve alle egenskapene, kan få maksimalskåren (20, 17, 19, 15). Dette er naturligvis usannsynlig: La oss tenke oss at 96 beskrivende ord ikke treffer i det hele tatt, eller at alle treffer så godt at man erklærer seg enig i hvert eneste ett. Poenget er at det mulig. Der man opererer med bånd mellom termene – sett en og bare én M og en og bare én L på hver linje som består av fire og bare fire alternativer – er det naturligvis matematisk avhengighet mellom de ulike aspektene ved profilen, ja i prinsippet kan vi tenke oss en skala for hver enkelt respondent.

Samtidig vil nok «statistikeren» mene at det uansett strukturert tvang i et spørreskjema aldri vil være slik at svarene er subjektive som sådan (*per se*). Når Hansen og Olsen har ytret seg uavhengig av hverandre, og disse ytringene er redusert til en tre-fire-fem former, vil man oppdage at det er noe som knytter dem sammen, som er felles, og som kan danne et utgangspunkt for sammenligning. Dette er dog gjenstand for diskusjon blant de lærde.¹⁹

¹⁸ Hensikten med å lage et eget skjema til observatørene, var å gi dem muligheten til å karakterisere sin kollega på et mest mulig fritt grunnlag.

¹⁹ Intersubjektivitetens problem er et sentralt tema i vitenskapsteori. Et svar kalles (radikal) konvensjonalisme: Mennesker «forhandler» seg frem til en felles forståelse, eller noen har makt til å sette sin forståelse igjennom på bekostning av alle andre – der og da. Underforstått – det er langt fra sikkert at dette skaper felles forståelse. En innvending mot denne formen for relativisme er dels at den bygger på et svakt begrep om anvendelse (praksis, erfaring), dels at den «glemmer» at det finnes noe utenfor oss som har en struktur. Anomalien – at noe utenfor oss overrumpler oss – brukes gjerne som argument for at omgivelsene også har en form som ikke lar seg redusere til våre forestillinger om dem – per dato. Dermed fremstår forutsigbarhet (at noe er adekvat i praksis – se det virker!) som intersubjektivitetens basis. Predikerbarhet blir viktigere enn vi først kunne få inntrykk av. Sayer (1984: 66) sier at praktisk adekvat kunnskap må generere forventninger om verden utenfor oss og om virkningene av våre handlinger, som faktisk realiseres. I tillegg, må den – som konvensjonalistene har insistert på – la seg uttrykke i et gitt system av lingvistiske former, for å fremstå som intersubjektivt begripelig og akseptabel.

Hva sier data om hvordan de to skalaene fungerer?

Som man spør får man svar, heter det gjerne når skeptikere kommenterer resultater av intervjuundersøkelser. Det er imidlertid en viktig nyanseforskjell mellom det å hevde at en spesiell form på spørsmålene *påvirker* svarene, og det å hevde at formen *bestemmer* svarene. I praksis blir det alltid en veiing for og imot når man sammenligner spørreskjemaer og/eller spørsmålsstillinger som ligner på hverandre uten at de fremstår som helt like.

Vi nærmer oss denne problemstillingen ved å undersøke hvor systematiske forskjellene er mellom egenvurderingene, der skjemaet har et meget sterkt ipsativt preg, og observatørvurderingene, der skjemaet i prinsippet stiller respondenten fritt på hvert enkelt av de 96 beskrivende ordene. Vi får en normativ skala. La oss sammenligne egenvurderinger og observatørvurderinger på tre måter:

- Først sammenlignes gjennomsnitt, varians (spredning) og variasjonsbredde langs DISC-profilen hos respondenter og hos observatører (se oversiktstabell i appendiks 2).
- Deretter sammenlignes korrelasjoner mellom de ulike komponentene i DISC. Hvis korrelasjonene på kryss og tvers i DISC-profilen avviker mye mellom observatører og respondenter, har vi en indikator på at «prioriteringstvungen» påvirker skårenes retning. Dermed vil vi også forvente at faktoriseringer av de to skjematypene vil gi ulike bilder av hvordan aspektene ved DISC lader på bakenforliggende eller skjulte dimensjoner som det kanskje er mulig å tolke.
- Til slutt ser vi om det er systematiske forskjeller mellom bruken av de ulike beskrivende ordene blant respondenter som presses til å rasjonere med adjektiver siden de bare kan velge to av fire mulige hver gang, og observatører som i hvert fall i utgangspunktet kan forholde seg til hvert ord på fritt grunnlag.
- Tabell 2 viser et ekstrakt av gjennomsnitt, standardavvik og minimums- og maksimumsskårer (variasjonsbredde) på to egenvurderinger og tre observatørvurderinger langs DISC-dimensjonens tre aspekter – masken, press og selv-bildet. Hele tabellen er gjengitt i vedlegg (appendiks 2). Her vises et gjennomsnitt på blant annet tyngdepunktet i fordelingen og på spredningen rundt dette tyngdepunktet. Hvis vi skal si noe generelt om det inntrykket tabell 2 gir, må det være følgende:
- De beskrivende ordene som indikerer dominans og føyelighet fremtrer omtrent like sterkt hos observatører og respondenter. Gjennomsnittsverdiene og standardavvikene er ikke så veldig forskjellige.
- Det samme kan ikke sies om bruken av de beskrivende ordene for stabilitet og innflytelse. Her ser vi at observatørene benytter friheten sin til å vektlegge og/eller distansere seg fra beskrivelser som skårer på disse to dimensjonene.

Gjennomsnittsverdiene avviker særlig mye på trekk som fremheves (masken) og på det målet som kompromisser mellom trekk som fremheves og trekk man distanserer seg fra (selvbildet).

Hele forskjellen kan naturligvis ikke tilskrives at de to spørreskjemaene har ulik struktur – det er tross alt ulike personer som svarer – men retningen på disse forskjellene indikerer at egenvurderingen på egenskaper som kanskje fremtrer svakere enn for eksempel dominans, «lider under» den prioriteringstvangen som det ipsative skjemaet utøver på respondentene. Ut fra dette synes vi det er ganske opplagt at de to skjematypene påvirker samleskårene – men altså ikke like sterkt langs hele DISC-profilen. Dominans og føyelighet kommer, i den forstand, godt ut av sammenligningen.

Tabell 2 Gjennomsnitt, standardavvik og variasjonsbredde hos respondenter og observatører langs DISC-profilens enkelte komponenter. Beregnede gjennomsnitt av to henholdsvis tre observasjoner på gjennomsnitt og standardavvik er gjengitt i tabellen.

| Dimensjon | Gjennomsnitt | Standardavvik | Variasjonsbredde | Observasjoner | Kommentar |
|--------------------|--------------|---------------|------------------|---------------|-------------------------------|
| Dominans | | | | | |
| Maske: | | | | | |
| Respondent | 5,8 | 3,2 | 0 – 18 | 409, 90 | Ganske likt |
| Observatør | 7,2 | 3,3 | 0 – 17 | 91,84,49 | |
| Press: | | | | | |
| Respondent | 6,5 | 3,3 | 0 – 17 | | Likt |
| Observatør | 6,5 | 3,5 | 0 – 18 | | |
| Selvbilde: | | | | | |
| Respondent | - 0,5 | 5,9 | -16 – 18 | | Ganske likt |
| Observatør | 0,8 | 6,0 | -18 – 15 | | |
| Innflytelse | | | | | |
| Maske: | | | | | |
| Respondent | 5,2 | 2,4 | 0 – 13 | 409, 90 | Observatørenes frihet slår ut |
| Observatør | 8,6 | 3,6 | 0 – 17 | 91,84,49 | |
| Press: | | | | | |
| Respondent | 4,1 | 2,6 | 0 – 12 | | Ganske likt |
| Observatør | 2,0 | 2,6 | 0 – 12 | | |
| Selvbilde: | | | | | |
| Respondent | 1,1 | 4,4 | -10 – 12 | | Ganske ulikt |
| Observatør | 6,4 | 5,5 | -10 – 17 | | |
| Stabilitet | | | | | |
| Maske: | | | | | |
| Respondent | 5,5 | 2,8 | 0 – 13 | 409, 90 | Ulikt |
| Observatør | 10,0 | 3,7 | 1 – 18 | 91,84,49 | |
| Press: | | | | | |
| Respondent | 4,2 | 2,0 | 0 – 10 | | Ganske likt |
| Observatør | 3,1 | 2,2 | 0 – 11 | | |
| Selvbilde: | | | | | |
| Respondent | 1,1 | 4,1 | -10 – 12 | | Ulikt |
| Observatør | 7,0 | 5,0 | -10 – 16 | | |
| Føyelighet | | | | | |
| Maske: | | | | | |
| Respondent | 5,2 | 2,0 | 0 – 10 | 409, 90 | Litt forskjellig |
| Observatør | 4,6 | 3,0 | 0 – 12 | 91,84,49 | |
| Press: | | | | | |
| Respondent | 5,2 | 2,5 | 0 – 12 | | Ganske likt |
| Observatør | 4,4 | 2,6 | 0 – 12 | | |
| Selvbilde: | | | | | |
| Respondent | - 1,7 | 4,0 | -10 – 8 | | Litt forskjellig |
| Observatør | 2,0 | 4,8 | -10 – 12 | | |

Korrelasjonsmatrisen

Tabell 3 viser korrelasjonen mellom skårer på tvers av DISC – mellom dominans, innflytelse, stabilitet og føyelighet. Vi skiller mellom korrelasjoner på første egenrapportering (409 enheter) og første observatørvurdering (91 enheter). Tabellen viser bare korrelasjonene på «selvbildet».

Igjen må vi være varsomme med å tilskrive alle disse forskjellene spørreskjemaenes karakter som sådan, fordi det er ulike individer som vurderer. Likevel ser vi at det i skjemaet for egenvurderingen – som bygger på en ipsativ skala – blir ganske sterke negative korrelasjoner mellom skårer som betoner aktive responser (dominans, innflytelse) og skårer som betoner passive responser (stabilitet, føyelighet). Samtidig vil det være slik at når noe betones – positivt eller negativt – plasseres alt det andre «i samme sekken». Når man presses til å prioritere, vil preferansene bli spisset til, og man vil muligens være tilbøyelig til å forsterke det som fremheves ved å distansere seg fra beskrivende ord som gir et motsatt inntrykk – kanskje i et forsøk på å skape konsistens. Her kan man imidlertid tenke seg en motsatt holdning – at tvungen inspirerer respondentene til å tone ned ytringene for å skape nyanser. De sterke negative korrelasjonene mellom «offensive» og «defensive» karaktertrekk, indikerer at nettoeffekten av prioriteringspresset gir tilspissede karakteristikk av en selv (og av andre).

Tabell 3 Korrelasjoner mellom skårene på DISC blant henholdsvis 409 egenvurderinger og 91 observatørvurderinger. Pearsons r.

| | Dominans | Innflytelse | Stabilitet | Føyelighet |
|----------------|----------|-------------|------------|------------|
| Observatøren: | | | | |
| Dominans | 1,0 | 0,08 | -0,43** | -0,47** |
| Innflytelse | | 1,0 | 0,42** | 0,06 |
| Stabilitet | | | 1,0 | 0,70** |
| Egenvurdering: | | | | |
| Dominans | 1,0 | -0,02 | -0,73** | -0,56** |
| Innflytelse | | 1,0 | -0,38** | -0,58** |
| Stabilitet | | | 1,0 | 0,44** |

** signifikant på 0,01 prosent nivå

Observatørvurderingen etablerer på sin side en positiv assosiasjon mellom innflytelse og stabilitet ($r=0,42$), en sterk positiv assosiasjon mellom stabilitet og føyelighet ($r=0,70$), en tilnærmet indifferent (nøytral) relasjon mellom innflytelse og føyelighet ($r=0,06$) og noe svakere negative forbindelser mellom dominans og stabilitet/føyelighet enn det egenvurderingen gjorde. Korrelasjonen mellom føyelighet og stabilitet er så sterk at en faktoranalyse på DISC-skårer blant observatørene vil plassere de to aspektene ved DISC i samme faktor – det kan vi allerede se av tabell 3. Det er heller ikke usannsynlig at disse uttrykkene for mer passive eller saktmodige fremtoninger vil «klappe sammen» til en dimensjon på en faktorisering blant personer som vurderer seg selv. Når $r=0,44$ og ikke $0,70$, er imidlertid muligheten for at føyelighet og stabilitet opptrer hver for seg – altså i hver sin faktor – større. Det gjenstår å se.

Vi ser også at det er en positiv korrelasjon mellom innflytelse og stabilitet hos observatørene, mens denne statistiske sammenhengen er negativ der spørreskjemaet har et ipsativt preg (egenvurderingen). Leseren får tro oss når vi tilføyer at korrelas-

jonsmønsteret i tabell 3 er identisk når vi studerer «masken» (det som fremheves) og ytringer under «press» (det man distanserer seg fra). Mønsteret endres heller ikke om man ser på egenvurderingen ved andre gangs intervju, eller om man begrenser seg til å sammenligne korrelasjonene blant de 91 respondentene som er vurdert av kolleger.

Sammenhengen mellom skårene på de fire dimensjonene i DISC påvirkes ganske sikkert av strukturen i spørreskjemaet – om respondenten må prioritere eller om vedkommende kan forholde seg til hvert enkelt beskrivende ord på et friere grunnlag.

Hvilke adjektiver opptrer hyppigst?

Den tredje indikatoren på at de to skjemaene virker noe forskjellig, er hvor hyppig respondentene bruker de ulike beskrivende ordene i de to spørreskjemaene. Vi finner blant annet:

- Observatørene bruker de fleste ordene hyppig – gjerne 60–80 prosent enig eller uenig på de fleste adjektivene. De benytter tilsynelatende friheten til å karakterisere med «bred pensel».
- I skjemaet for egenvurdering er det stor spredning i bruken av begreper. Tyngdepunktet ligger et sted mellom 40 og 50 prosent når vi summerer over M'er og L'er. Ord som forekommer hyppig er lojal, inspirerende, diplomatisk, konkurranseglad, sta, vågal, forsiktig, tillitsvekkende, pågående, omstendelig, eventyrlysten, fordomsfri (61–85% M eller L). I neste gruppe (51–60%) kommer snill, viljesterk, hensynsfull, omgjengelig, besluttsom, ivrig (som ikke gir poeng!), korrekt, lekende, orginal, lett å lede, tålmodig, måteholden og pratsom. Ord som brukes lite er blid, lydig, tapper, sympatisk, respektfull, sjarmerende, glad, harmonisk, hjertelig, dannet, tilfreds, bløthjertet, godlynt og munter (20–39%). I den grad vi har et utvalg som representerer store deler av det moderne arbeidslivet, fremheves i liten grad termer som peker i retning eldre dannelsesideal!
- Ord som identifiseres med dominans brukes mest – av de syv mest benyttede adjektivene på første egenvurdering, knyttes tre til dominansdimensjonen (konkurranseglad, vågal og sta), og av de tolv mest benyttede beskrivende ordene, refererer fem til dominans (nå kommer pågående og eventyrlysten i tillegg). Det er imidlertid slik at blant de syv mest benyttede adjektivene, er alle fire dimensjonene i DISC representert (inspirerende for innflytelse, lojal for stabilitet og diplomatisk og forsiktig for føyelighet).

Det er sannsynlig at det skjemaet som stiller respondentene fritt, både vil generere flere poeng og antageligvis også større spredning, enn det skjemaet som tvinger respondentene til å velge to av fire ord på hver av de 24 linjene.

En begynnende vurdering av konstruksjonsvaliditeten kan være å ta utgangspunkt i de mest anvendte adjektivene, for eksempel et utvalg på 3–5 fra hvert aspekt ved DISC. Deretter kan man la konstallasjonen av dem variere «fritt» ved å benytte faktoranalyse, for å undersøke om det er DISC som dannes, om det er noe som ligner, eller om begrepene gir helt andre konstallasjoner enn det DISC represen-

terer. Vi diskuterer ikke begreps- eller konstruksjonsvaliditet i dette notatet, men vi har tillatt oss å spesifisere tre slike faktoranalyser i et eget vedlegg med utgangspunkt i første egenrapportering (409 enheter) og første observatørrapportering (91 enheter) – jamfør appendiks 1. Interesserte lesere henvises dit.

Sammenligning av det usammenlignbare?

Konklusjonen av vår inspeksjon av data må bli at en skala med ipsativt preg virker forskjellig fra en skala med normativt preg, selv om dette inntrykket forsterkes av at vi sammenligner ulike personers vurderinger. Derfor er det forståelig at det er en rimelig tøff diskusjon i fagmiljøet om en skala med ipsativt preg kan sammenlignes med en skala som har normativt preg – og det gjelder sannelig ikke bare i psykologimiljøet. Man kan oppfatte dette som problematisk innen all atferds- og holdningsforskning. En grunn til at diskusjonen spisses til innen psykologien, kan være fagets aspirasjoner. Psykologien bruker slike instrumenter til både å karakterisere en enkelt respondent og en gruppe respondenter – samtidig. Innen statsvitenskap, sosiologi, økonomi og lignende fag som også er opptatt av å måle preferanser, holdninger, prioriteringer osv., er man ikke avhengig av slik presisjon i instrumentene, fordi man som regel bare benytter dem til å sammenligne grupper av mennesker.

Bourdieu (1985) har – uavhengig av instrumentets innretning – uttalt at som regel holder det med en fire-fem individuelle attributter for å karakterisere en *konkret* gruppe – med sin typiske atferd, sine preferanser og sine lojaliteter. Et eksempel kan være modeller som tar sikte på å predikere tenåringers utdanningsvalg. Hvis man tillater seg en grovgruppering av typen studiekompetanse eller yrkeskompetanse, kommer man langt med to variable – tenåringens prestasjonsnivå på tidligere trinn i skolesystemet og en god indikator på mors og fars sosiale posisjon. Hvis grupperingen fingraderes litt, for eksempel at man skiller mellom «myke» og «harde» yrkesfag og mellom realfag og humanistiske fag innen allmennfagene, trengs tenåringens kjønn i tillegg. Her er det jo snakk om «guttelinjer» og «jentelinjer». Samtidig er ikke disse modellene egnet til å predikere hva et enkelt individ velger hvis dette individet opptrer midt i fordelingen – for eksempel en jente med middels karakterer fra et miljø preget av lavere funksjonærer. Selv om en modell med fire-fem variable kan «forklare» drøyt 30 prosent av variansen i utdanningsvalgene, kan man like gjerne slå kron og mynt om denne jentas utdanningsvalg. På ytterpunktene i fordelingen er det naturligvis helt annerledes. Da vil man treffe godt også på individnivå.

Man skulle tro at disse prinsippene for sammenligning (og prediksjon) også gjelder for enkeltmenneskers fremstilling av seg selv eller av andre som de samarbeider med på jobben. Enten skalaen er ipsativ eller normativ, treffer man best på ytterpunktene, ja, ved radikale sammenligninger på de to skalene betyr det kanskje ikke så mye hvilket av de to spørreskjemaene man har benyttet?

En grunn til at disse forskjellene i matematisk avhengighet kan overdrives, er for eksempel at respondenten kan legge bånd på seg selv. Der ordene opptrer fritt, det vil si der skalaen potensielt er normativ, er det sannsynlig at respondenten ønsker å nyansere sin ytring. Hvis vedkommende har gått hardt ut, kan det være ønskelig å moderere ytringen. La oss tenke oss en toppler som erklærer seg helt enig i at han

både er sta, dristig, konkurranseglad, ubøyelig, eventyrlysten og besluttsom. Når topplederen kommer til karakteristikkene vågal, påståelig, iherdig, karaktersterk og banebrytende, velger han å erklære seg indifferent eller endog uenig i noe av dette: Det får nær sagt være måte på hvor dominant og besluttsom man trenger å fremstå som både for seg selv og for andre – selv når man er sjef. Omvendt kan vi tenke oss at en person som går forsiktig ut, ønsker å spisse til egenvurderingen eller vurderingen av andre på slutten av skjemaet. Dermed oppnår respondenten å balansere totalinntrykket. I så fall er det ganske sannsynlig at også et skjema med uavhengig eller normativt preg kan etablere bånd mellom de ulike dimensjonene i DISC-profilen. Man risikerer med andre ord å overdrive forskjellene mellom de to ulike måtene å spørre på.

Saville og Willson (1991) argumenterer usedvanlig overbevisende for at ipsative skalaer kan brukes til å sammenligne grupper av individer. Ved bruk av konkrete eksempler og ved simuleringsforsøk argumenterer de for at man kan bruke faktoranalyse på ipsative instrumenter, at man ikke overvurderer (de sier overestimerer) datas reliabilitet, at normative og ipsative skalaer som har samme grunnstruktur (substans) korrelerer meget sterkt, og at både normative og ipsative skalaer med tilnærmet likt innhold korrelerer («sensible and significant») med ytre kriterier for rangering av det samme innholdet. De konkluderer endog at en faktorisering av ipsative mål er høyere korrelert med hypotetiske «sanne» skårer (faktorer) enn normative mål. Det er noen statistiske betingelser som blant annet er knyttet til skjevhet i skalaen, for at den siste konklusjonen skal være holdbar. Dette hersker det uansett sterk uenighet om blant de lærde.²⁰

Et eksempel fra sosiologien

Et eksempel fra sosiologien kan være spørsmål om menneskers krav og forventninger til en fremtidig jobb. Vanligvis spør man på en slik måte at individet kan forholde seg til en rekke jobbaspekter hver for seg – for eksempel god lønn, normal arbeidstid, nærhet til hjemstedet, full tid kontra deltid, interessant og givende jobb, og lignende kjennetegn. Hvis individet ikke presses til å prioritere mellom disse mulighetene, vil ofte andelen som erklærer seg enig være 60–90 prosent på alle dimensjonene. Et flertall ønsker tilsynelatende alt det gode som kan forbindes med et arbeid på én gang. Hvis individet presses til å prioritere, er det annerledes, da opptrer gjerne preferanser i «pakker» – for eksempel full jobb, anstendig lønn og normalarbeidsdag som en pakke (kalles gjerne tradisjonell orientering), en gruppe som vektlegger interesse, selvstendighet og lignende på bekostning av det andre (morderne orientering), en gruppe som vil ha både i pose og sekk (gjørne ungdom som ikke er konfrontert med «realitetsprinsippet» ennå), og en gruppe som har spesielle behov og ønskemål (enslige forsørgere, folk med helseproblemer og lignende). Tilsynelatende finner vi svært forskjellige resultater. Ved inspeksjon av den normative svarfordelingen er det imidlertid mulig å se forskjeller, mellom unge og eldre arbeidstagerne, mellom kvinner og menn, mellom høyt utdannede og lavt utdannede osv., som peker mot både «i både

²⁰ Sterk kritikk av parallell bruk av ipsative og normative tester – slik vi for så vidt har gjort her – finnes hos Johnson m.fl. (1988).

pose og sekk»-preferanser, tradisjonelle orienteringer mot arbeid, mer moderne orienteringer og grupper med spesielle behov og forventninger.

Fordelingen av observasjoner i ulike kategorier påvirkes åpenbart av hvordan vi spør, men når man sammenligner radikalt, er det ikke usannsynlig at samme respondent klassifiseres noenlunde likt i begge tilfellene, for eksempel langs skalaen «tradisjonell-moderne». Det kan i hvert fall diskuteres om to ulike instrumenter med samme substans gir så forskjellig inntrykk likevel (Kilde: Pape 1992, Borgen og Grøgaard 1986).

Avsluttende vurdering

Vi har sannsynliggjort at særlig sammenhengen mellom ulike DISC-profiler (korrelasjonene) påvirkes av spørreskjemaets struktur. Prioriteringstvangen slår dessuten ut på bredden i ytringen. Når respondenten ble stilt fritt, ble de fleste beskrivelsene benyttet. Der man måtte prioritere (velge to av fire), fremstod profilene i tilspisset form. Det er imidlertid gode grunner til å problematisere påstanden om at ipsative og normative verktøy med samme substans, overhodet ikke egner seg for sammenligning. For PPAs vedkommende er det to grunner til dette: Selve beregningen av skårer på DISC virker strukturere i seg selv, og vi regner med at de fleste respondentene ønsket å nyansere sin ytring. De tilpasser seg en utenforliggende betraktning, som vi av mangel på noe bedre kanskje kan oppfatte som noe forskjellige forestillinger om «normalitet» – eller teknisk, som en tendens til en regresjon til midten.²¹

²¹ Den siste grunnen kan naturligvis være at undertegnede tilhører en samfunnsfaglig disiplin som alltid sammenligner det usammenlignbare – nemlig sosiologien. Dette må naturligvis forstås som en bekjennelse og ikke som et argument.

4 Noen kjennetegn ved utvalget av respondenter

Vi har ikke et enkelt og tilfeldig utvalg av sysselsatte i Norge. Datasettet er samlet inn i kundekretsen til SLG Thomas International. Mange respondenter ble intervjuet i forbindelse med at de ble ansatt i bedriften og fortrinnsvis ble tilsatt i sin nåværende stilling. Dette er naturligvis et viktig aspekt ved konteksten – respondenten fremstilte seg i en intervjusituasjon med ønske om å få en jobb i bedriften.

Menn med høy utdanning – i sin beste alder

La oss se litt på noen av særtrekkene i utvalget:

- Menn er sterkt overrepresentert i utvalget, med sine 69 prosent. Fem prosent har ikke utfylt rubrikken for kjønn.
- Høyutdanningsgruppene er også sterkt overrepresentert: Hele 71 prosent oppgir at de har utdanning på universitets og høyskolenivå, 23 prosent har yrkes- eller studiekompetanse (vk2-nivå), og bare seks prosent oppgir maksimalt vk1-nivå. Seks prosent har ikke utfylt rubrikken for utdanning. Utdanningsmessig er utvalget svært homogent sammenlignet med hva man ville hatt dersom man trakk et tilsvarende representativt utvalg sysselsatte menn og kvinner.
- Alder er gruppert i tre kategorier: Utvalget består av 18 prosent 20–30 åringer, hele 61 prosent 31–50 åringer og 19 prosent som er 50 år eller eldre. Det er fem prosent ubesvart på respondentens alder.

Omgivelser og posisjoner

Siden teorien er tuftet på betydningen av sammenhengen mellom varierende miljø langs skalaen antagonistisk-harmonisk, og menneskelig respons langs skalaen aktiv-passiv (DISC), er det viktig å sikre seg et datasett som har en viss variasjon langs både miljøaksen og langs posisjonsaksen, samtidig. Datasettet bør med andre ord inneholde både pressede og rolige eller trygge bedriftsmiljøer, og respondenter med en viss variasjon i arbeidsoppgaver og plassering i bedriftens posisjonshierarki.

Vår karakteristikk av omgivelsene er enkel, den er todelt: Blant 183 respondenter hvor miljøet ble vurdert, arbeider 53 prosent (98 personer) i det vi oppfatter som et skjermet miljø eller i et eksportorientert miljø med fortrinnsvis store bedrifter (som kan antas å skjerme individet selv om det er konkurranseutsatt), mens 47 prosent (85

personer) arbeider i det vi oppfatter som et normalt kompetitivt miljø. Det skjermede miljøet domineres av ansatte og ledere i offentlig virksomhet, mens ansatte i private virksomheter er overrepresentert i det miljøet vi oppfatter som normalt konkurranseutsatt. Mange av disse bedriftene har moderat størrelse, og inspeksjon av data indikerer faktisk at det kanskje er her, og ikke i de eksportorienterte (store) virksomhetene, at presset er størst.

Stillingsbetegnelsene er gruppert i tre kategorier: 29 prosent medarbeidere (96 personer), 55 prosent mellomledere eller linjeledere (227 personer) og 16 prosent toppledere (66 personer). Vi mangler stillingsangivelse på 22 personer i utvalget. Alt i alt sitter vi igjen med et «topptungt» utvalg, selv om vi har sikret oss relativt sett flere medarbeidere enn det som synes å være typisk i mye av den litteraturen vi har lest om blant annet PPA. Ledersjiktet og høyutdanningsgruppene dominerer uansett totalt, det er forholdsvis beskjedne kvinneandel, og et overveldende flertall av respondene befinner seg i «sin beste alder» yrkesmessig sett – seks av ti er som sagt i alderen 31–50 år. I tillegg er det naturligvis også forbindelser mellom disse individuelle attributtene – de er korrelert: Kvinner er for eksempel overrepresentert i underordnede stillinger ($\eta=0,26$, $p=0,0000$) og de er svakt underrepresentert i høyutdanningsgruppene ($\eta=0,12$, $p=0,02$), mens alders- og miljøfordelingen er lik blant kvinner og menn i utvalget. Det er også slik at posisjonen på arbeidsplassen øker med økende alder og utdanning ($r=0,2$, $p=0,01$). Disse statistiske relasjonene er imidlertid såpass beskjedne at vi ikke vil få problemer med såkalt multikolaritet i regresjonsmodeller som innfører alle disse individuelle attributtene og rammebetingelsene samtidig (simultant).

Man kan diskutere om spredningen på sentrale parametere er tilstrekkelig til å sette teorien på en virkelig prøve, men vi har i det minste observasjoner blant tre sjikt med yrkesaktive og en grov miljøkarakteristikk i deler av utvalget, som kan inngå i en analyse av profilene i personlighetsvurderingen PPA. Eventuelle effekter av stilling og arbeidsmiljø på profilen i PPA kan deretter kontrolleres for blant annet variasjoner i kjønn, utdanningsnivå og alder ved hjelp av lineær regresjon.

5 Predikerer ego alters vurdering av ego?

Det kan diskuteres om vi i dette avsnittet diskuterer reliabilitet eller validitet. Vi oppfatter vurderingen av sammenhengen mellom de to egenvurderingene som et eksempel på diskusjon av en «stabilitetstest», og sammenligningen av de tre observatørvurderingene innbyrdes som en diskusjon av «ekvivalens» – det vil si som et uttrykk for reliabilitet. En sammenligning av observatører og respondenter tilhører etter vår oppfatning klassen av prediksjonsvurderinger, det vil si faller inn under det vi kalte «det svake validitetsbegrepet» – prediksjonsvaliditet.

Stabilitet i egenvurderingen

Nitti respondenter har besvart PPA-skjemaet to ganger. Med utgangspunkt i disse svarene har vi beregnet DISC-skårer slik teorien foreskriver at vi skal gjøre. Adjektiver som betegner trekk ved en selv som man ønsker å fremheve – M'ene eller mest typisk svarene – ble kalt *masken*. Beskrivende ord som betegner en selv på en måte som man ønsker å distansere seg fra – L'ene eller minst typisk svarene – ble kalt *press*. *Selvbildet* balanserer disse uttrykte personlige ytringene. Her konstrueres et numerisk kompromiss mellom Mest- og Minst-svarene etter prosedyrer som teorien foreskriver (differansen mellom M- og L-skåret).

Nå spør vi om det er samsvar mellom DISC-skårene som henholdsvis maske, press og selvbilde fra første til andre intervju blant de 90 individene som ble intervjuet to ganger, og vi konsentrerer oppmerksomheten om hver enkelt DISC-dimensjon for seg – ikke statistiske relasjoner på kryss og tvers i klassifiseringen.

Vi sjekker også om stabiliteten i selvrappoteringsen påvirkes av om man svarer to ganger i løpet av det samme året, eller om det er minst ett år mellom de to intervjuene: Førstire respondenter ble intervjuet to ganger i løpet av samme året – stort sett i løpet av 1997. Førstisyv respondenter ble intervjuet med minst ett års mellomrom – stort sett første gang i 1996 og andre gang i 1997. Det største tidsintervallet mellom første og andre intervju er to og et halvt år, det korteste er tre måneder. Vi kan også tenke oss at stabiliteten i egenvurderingen påvirkes av om respondenten skifter stilling eller ikke. De to intervjuene ble gjennomført med så pass lite tidsintervall at vi bare observerer to personer som har «avansert» i løpet av perioden slik vi klassifiserer avansement i toppleder, mellomleder og medarbeider. Denne variabelen er med andre ord å oppfatte som en konstant.

Resultatene av stabilitetstesten er vist i tabellene 5 og 6: En korrelasjon mellom to individuelle kjennetegn av størrelsesorden 0,7 uttrykker at hvis man øker skåren på ett av kjennetegnene med én standardisert enhet (standardavvik), øker skåren på det andre kjennetegnet med 0,7 standardiserte enheter (standardavvik) i gjennomsnitt. Denne statistiske assosiasjonen er ikke perfekt, men den er meget utsagnskraftig ved

radikale sammenligninger av skårer på de to kjennetegnene (høye henholdsvis lave skårer begge gangene). Tabellene indikerer at kjennetegn som plasseres i kategorien dominans har større repeterbarhet fra det ene intervjuet til det andre, enn for eksempel kjennetegn som plasseres i kategorien føyelighet.

Tabell 5 Korrelasjonen mellom første og andre egenrapportering på DISC-profilens viktigste dimensjoner. Pearsons r (N=90)

| Dimensjoner | Maske (Mest svar) | Press (Minst svar) | Selvbilde |
|----------------|-------------------|--------------------|-----------|
| D: Dominans | 0,75 | 0,72 | 0,79 |
| I: Innflytelse | 0,67 | 0,73 | 0,75 |
| S: Stabilitet | 0,74 | 0,45 | 0,76 |
| C: Føyelighet | 0,52 | 0,64 | 0,71 |

Alle korrelasjoner er signifikante på 0,1 prosent nivå

Det ser ikke ut til at en grovgruppert tidsinndeling av typen to intervjuer innen samme år, to intervjuer med minst ett års mellomrom, påvirker disse statistiske assosiasjonene, med et par unntak.

Vi oppfatter repeterbarheten på selvpoppfatningen blant våre respondenter som ganske sterk langs hele DISC-profilen, særlig på det målet som kompromisser mellom Mest og Minst skårene, det vil si på selvbildet. Her befinner alle korrelasjonene seg i intervallet $r=0,7$ - $r=0,8$. Dette kan tolkes som et uttrykk for stabilitet i instrumentet.²²

Tabell 6 Korrelasjonen mellom første og andre egenrapportering på DISC-profilens viktigste dimensjoner etter om man ble intervjuet to ganger i løpet av samme året eller med minst ett års mellomrom. Pearsons r (N=43 henholdsvis N=47)

| Dimensjoner | Maske (Mest svar) | Press (Minst svar) | Selvbilde |
|-----------------|-------------------|--------------------|-----------|
| D: Samme år | 0,83 | 0,73 | 0,83 |
| D: Minst ett år | 0,71 | 0,72 | 0,76 |
| I: Samme år | 0,70 | 0,65 | 0,70 |
| I: Minst ett år | 0,65 | 0,78 | 0,78 |
| S: Samme år | 0,75 | 0,28* | 0,73 |
| S: Minst ett år | 0,74 | 0,64 | 0,78 |
| C: Samme år | 0,39* | 0,58 | 0,55 |
| C: Minst ett år | 0,62 | 0,68 | 0,82 |

Alle korrelasjoner er signifikante på 0,1 prosent nivå med unntak av *. Korrelasjonen 0,39* er signifikant på fem prosent nivå.

²² Hellevik (1977/1980: 161) peker på to «fallgruber» ved bruk av slike omtester for å sjekke stabilitetsegenskaper ved et instrument. Den første muligheten er at omtesten overvurderer stabiliteten hos respondenten ved at vedkommende husker hva som ble svart sist. Den intervjuede kan ønske å fremstå som konsistent. Motsatt risikerer man å undervurdere stabilitet i instrumentet fordi objektet faktisk endrer holdning mellom de to tidspunktene. Nå bygger PPA på at man gjerne velges ut til eller på eget initiativ oppsøker visse kombinasjoner av posisjoner og miljøer med utgangspunkt i at man allerede har utviklet bestemte personlighetstrekk og/eller selvpoppfatninger, så poenget må være at respondentene ikke endrer oppfatning. For «omtestens» vedkommende er det antagelig knyttet flest problemer til respondentens hukommelse. Vi observerer betydelig repeterbarhet, men det er naturligvis mulig at denne observerte stabiliteten også uttrykker et ønske om å fremstå enhetlig (konsistent) fra respondentens side. Siden korrelasjonen mellom to egenrapporteringer i liten grad ble påvirket av tidsintervallet mellom dem, bør vi kunne konkludere at uansett hva dette skjemaet måler av egenskaper, så fremstår instrumentet som forholdsvis stabilt.

Er observatørene enige seg imellom – ekvivalens i testen?

Svaret på dette spørsmålet er et betinget ja, men korrelasjonene er langt svakere enn mellom respondentens første og andre vurdering av seg selv. Nittien respondenter er karakterisert av en observatør, 84 er karakterisert av to stykker (to kolleger), mens 49 utsettes av tre kollegers årvåkne blikk. Vi nøyer oss med å rapportere korrelasjonene på selvbildet, fordi teorien oppfatter denne «karakteren» som mest stabil. Korrelasjoner er vist i tabell 7.

Det fremgår av korrelasjonene at overensstemmelsen er størst – til dels desidert størst – på dimensjonene dominans og føyelighet. Gjennomsnittlige korrelasjoner nær 0,5 (dominans) og nær 0,6 (føyelighet) må oppfattes som ganske sterke. Innflytelse er det aspektet ved profilen som i minst grad fremtrer fra den ene observatøren til den neste. Her er graden av samsvar ($r=0,22$) meget beskjedent, selv om det for så vidt peker i riktig retning. Med 50–80 observasjoner vil korrelasjoner av størrelsesorden 0,2 ofte ikke være statistisk pålitelige. Stabilitet plasserer seg nær gjennomsnittskorrelasjonen $r=0,4$ – altså moderat samsvar. På «selvbildets» enkelte komponenter – uttrykt DISC («enig») og DISC som observatørene erklærer seg uenige i – er korrelasjonene gjennomgående noe svakere enn på selvbildet. Vi har bare rapportert gjennomsnittet (tabell 7).

Tabell 7 Korrelasjoner mellom observatørenes vurderinger av respondentene (N=84; to vurderinger, N=49; tre vurderinger). DISC – selvbildet. Pearsons produkt-moment-korrelasjon (r)

| | 1. observatør | 2. observatør | 3. observatør | Gjennomsnitt |
|------------------------------------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| Dominans | | | | |
| 1. observatør | 1,0 | 0,47 (N=84) | 0,35 (N=49) | |
| 2. observatør | 0,54 (N=49) | 1,0 | 0,50 (N=49) | 0,47 |
| Gjennomsnitt på enig hhv. uenig | | | | 0,48 hhv. 0,35 |
| Innflytelse | | | | |
| 1. observatør | 1,0 | 0,37 | 0,18 (is) | |
| 2. observatør | 0,22 (is) | 1,0 | 0,10 (is) | 0,22 |
| Gjennomsnitt på enig hhv. uenig | | | | 0,19 hhv. 0,16 |
| Stabilitet | | | | |
| 1. observatør | 1,0 | 0,48 | 0,32 | |
| 2. observatør | 0,50 | 1,0 | 0,23 (is) | 0,38 |
| Gjennomsnitt på enig hhv. uenig | | | | 0,32 hhv. 0,33 |
| Føyelighet | | | | |
| 1.observatør | 1,0 | 0,65 | 0,51 | |
| 2. observatør | 0,69 | 1,0 | 0,46 | 0,58 |
| Gjennomsnitt på enig hhv. uenig | | | | 0,45 hhv. 0,41 |

Er observatørene enige med respondenten?

Det store spenningsmomentet er naturligvis om det er samsvar mellom det bildet den enkelte har gitt av seg selv – for noen av respondentene, to ganger med ganske stort samsvar – og det bildet observatørene gir av personlighetsprofilen til den enkelte respondent. Observatørene var ganske enige seg imellom når det var tale om dominans og føyelighet, moderat enige når det var snakk om stabilitet, og nesten ikke enige i det hele tatt når det var tale om innflytelse – alt i alt moderat enighet langs DISC-profilen.

Svaret på spørsmålet er et betinget ja: Observatørene er på en måte like enige eller uenige med respondenten som de er enige eller uenige seg imellom, men det er for så vidt ingen av de fire komponentene på DISC-profilen som peker seg ut:

Tabell 8 Korrelasjoner mellom observatørens vurderinger av respondentene og respondentens egen vurdering. DISC – selvbildet. Pearsons produkt-moment-korrelasjon (r)

| | 1. observatør | 2. observatør | 3. observatør | Gjennomsnitt |
|--|---------------|---------------|---------------|--------------|
| Dominans | | | | |
| 1. egenvurdering | 0,40 (N=89) | 0,43 (N=82) | 0,54 (N=48) | |
| 2. egenvurdering | 0,43 (N=83) | 0,44 (N=76) | 0,39 (N=44) | 0,44 |
| Gjennomsnitt over Maske, press og selvbilde (12 korr.) | | | | 0,42 |
| Innflytelse | | | | |
| 1. egenvurdering | 0,30 | 0,57 | 0,12 (is) | |
| 2. egenvurdering | 0,29 | 0,67 | 0,12 (is) | 0,35 |
| Gjennomsnitt over Maske, press og selvbilde (12 korr.) | | | | 0,32 |
| Stabilitet | | | | |
| 1. egenvurdering | 0,18 (is) | 0,37 | 0,30 | |
| 2. egenvurdering | 0,28 | 0,41 | 0,38 | 0,32 |
| Gjennomsnitt over Maske, press og selvbilde (12 korr.) | | | | 0,25 |
| Føyelighet | | | | |
| 1. egenvurdering | 0,39 | 0,43 | 0,28 | |
| 2. egenvurdering | 0,50 | 0,44 | 0,38 | 0,40 |
| Gjennomsnitt over Maske, press og selvbilde (12 korr.) | | | | 0,32 |

- Fortsatt er det gjennomsnittlige samsvaret på «selvbildet» størst på dominans og føyelighet, men samsvaret er brukbart på stabilitet og innflytelse også. I tillegg er det større spredning.
- På for eksempel stabilitet er samsvaret svakt på det vi kalte uttrykt og distansert skår, dvs. kjennetegn på stabilitet som respondenten hhv. observatøren fremhever («enig») eller distanserer seg fra («uenig») – jf tabell 8.

6 Faktoriseringer

Vi har gjennomført en rekke faktoranalyser på uttrykte kjennetegn ved DISC-profilen (Mest svarene) og på kjennetegn individet distanserer seg fra (Minst svarene). Her tar vi respondentene på alvor, og forholder oss til de ytringene som fremtrer sterkest enten man karakteriserer seg selv i en situasjon med tvungne alternativer – der man for så vidt presses til å uttrykk en preferanse – eller der man blir karakterisert av andre i et skjema med en mer åpen eller fri struktur. Vi opptrer overfor respondentene på fenomenologisk manér: Det er aktørene selv som vet best hvor skoen trykker, og vår primære oppgave som observatører er å lage modeller av de modellene aktørene selv opererer med av sine preferanser og «disposisjoner» – det heter til og med «i sin common-sense-bevissthet på den sosiale scene» (Giddens 1984, Schutz 1932/1967). Den motsatte holdningen bør nevnes for ordens skyld, og den lyder som følger: Det er den som har størst distanse som stiller den beste diagnosen.

Denne grunnleggende perspektivismen styrer etter vår oppfatning all samfunnsforskning – og det er ikke sikkert at vi behøver å ta stilling – *if you can't ride two horses you shouldn't join the circus*.

La oss først spekulere litt på hva vi forventer å finne: Først kan man hevde at DISC bør gruppere seg i nettopp DISC, altså i fire tilnærmet uavhengige dimensjoner kalt dominans, innflytelse, stabilitet og føyelighet. Samtidig kan dette oppfattes som lite realistisk, gitt at vi aksepterer teoriens beregning av skårer, og gitt at vi faktisk har bestrebet oss på å få en viss variasjon langs posisjonsaksen og langs miljøaksen. Utvalget er riktignok svært dominert av mellomledere og linjeledere, og kanskje også det kompetitive miljøet i Norge vil fremstå som ganske harmonisk for en utenforstående observatør. Vi har imidlertid mange ytringer fra både toppledere og ordinære ansatte i tillegg til mellomlederne, og vi har en viss variasjon på om arbeidsmiljøet fremstår som kompetitivt eller beskyttet. Marstons idé var at miljø og posisjon strukturerte de fire opprinnelige dimensjonene i en todimensjonal polaritet: Dominans og føyelighet langs en akse som var strukturert etter posisjoner i et antagonistisk arbeidsmiljø, og innflytelse og stabilitet langs en annen akse som var strukturert etter posisjoner i et harmonisk arbeidsmiljø (jf Figur 1). Kanskje vi skal fremme følgende hypoteser:

- Vi finner to dimensjoner, og på første dimensjon vil uttrykt dominans og distansert føyelighet, henholdsvis uttrykt føyelighet og distansert dominans, utgjøre polariteten på dimensjonen.
- På den andre dimensjonen vil uttrykt innflytelse og distansert stabilitet, henholdsvis distansert innflytelse og uttrykt stabilitet, utgjøre polariteten.

Hvorfor? Jo, fordi en innføring av posisjons- og miljøkjennetegn vil bekle disse fire polene når attributtene innføres gjennom en faktoranalyse eller en regresjonsanalyse som har en slik konstellasjon i bunnen.

Brorson (1993: 3–4) viser i sin studie av 500 norske ledere at en faktoranalyse på DISC fører til at dominans og stabilitet «klapper sammen» til en dimensjon (utgjør

en polaritet), mens innflytelse og føyelighet utgjør selvstendige dimensjoner. Dette indikerer at PPA kan forenkles til tre dimensjoner i stedet for fire. Vi har imidlertid et mindre homogent utvalg av yrkesposisjoner enn det Brorson hadde, derfor er muligheten til stede for at vi får litt andre konstellasjoner.

Den første analysen tar utgangspunkt i de 409 som har vurdert seg selv en gang. Andre analyse tar utgangspunkt i de 90 individene som har vurdert seg selv andre gang. I disse to analysene er skalaen ipsativ. Den tredje analysen faktoriserer mest og minst svarene blant de 91 observatørene som har vurdert respondenten en gang – altså når skalaen er normativ. Hensikten med analysene er å studere hvordan fordelingen av Mest- og Minst-svar plasserer seg i et tenkt utfallsrom.

Faktoranalyse på de to egenrapporteringene gir to dimensjoner

En faktoranalyse med roterte faktorskårer på første egenrapportering plasserer dominans og stabilitet langs en dimensjon, og innflytelse og føyelighet langs en annen dimensjon – altså ikke slik teorien foreskriver at Mest- og Minst-svarene skal oppføre seg. Det er også symmetri i relasjonene, slik at det er ganske enkelt å tolke de latente egenskapene som de roterte faktorene uttrykker:

- På første faktor er det to positive ladninger – uttrykt dominans ($r=0,92$) og distansert stabilitet ($r=0,59$) – og to negative ladninger som inverterer de to førstnevnte, altså distansert dominans ($r= -0,88$) og uttrykt stabilitet ($r= -0,73$). Vi snakker med andre ord om dominans versus stabilitet.
- På andre faktor er det symmetri mellom innflytelse (uttrykt gir $r=0,79$, $r= -0,89$ på distansert) og føyelighet (uttrykt gir $r= -0,46$, distansert gir $r=0,54$) – altså innflytelse versus føyelighet.

Alle korrelasjonene er signifikante med mindre enn 0,01% sjanse for å ta feil, og de to faktorene fanger opp cirka 67% av variansen i uttrykte og distanserte DISC-skårer (henholdsvis Mest- og Minst-svar).

Den første faktoranalysen gir altså inntrykk av at negasjonen til innflytelse ikke er stabilitet, men føyelighet, mens dominans møtes med stabilitet – ikke føyelighet. Det er imidlertid slik at mens dominans og innflytelse i liten grad er relatert, ja uttrykt dominans er negativt assosiert med uttrykt innflytelse ($r= -0,2$), er det ganske sterke bånd mellom stabilitet og føyelighet. Inspeksjon av korrelasjonsmatrisen avdekker at «programmet» må ha vært på nippet til å plassere et par av føyelighetsaspektene sammen med dominans. Uttrykt føyelighet og distansert føyelighet er henholdsvis korrelert $r= -0,37$ og $r=0,41$ med den faktoren som knytter dominans og stabilitet sammen. Stabilitet har imidlertid lite med innflytelse å gjøre. Her er assosiasjonen med den faktoren som knytter innflytelse og føyelighet sammen av størrelsesorden $r=0,2$.

Det er altså en tendens til at dominans og innflytelse utgjør en «polaritet», mens stabilitet og føyelighet klapper sammen til to aspekter ved det samme. Samtidig må vi konkludere at i det store og mellomlederdominerte utvalget vi har til rådighet, får vi

ikke en konstellasjon av beregnede Mest- og Minst-skårer på DISC som teorien foreskriver at vi burde fått.

Observatørvurderingen gir tre dimensjoner

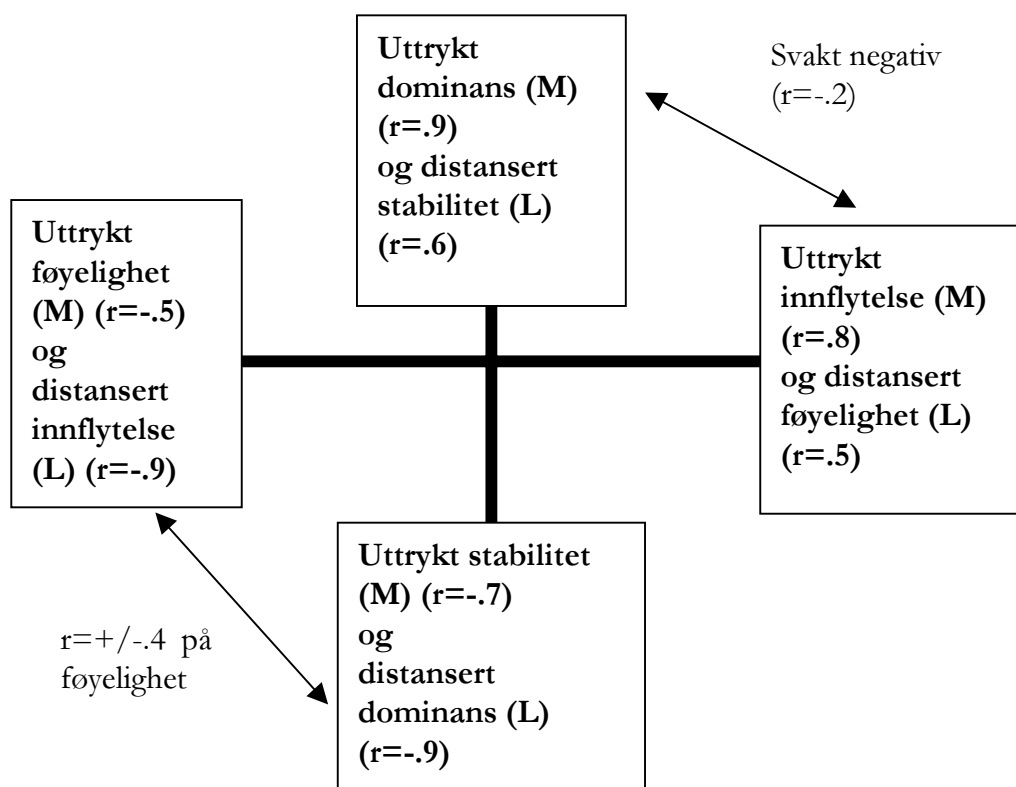
Hva får vi hvis observatørens vurderinger legges til grunn? Nå er skalaen normativ – potensielt fri og uavhengig – reelt underlagt noen bånd den også. Vi får tre roterte faktorer, og to av disse er ganske høyt korrelert ($r = -0,4$), mens en befinner seg i sin egen verden:

- Igjen er det innflytelse som danner sin egen polaritet med faktorladninger på minst +/- 0,8 (uttrykt versus distansert, dvs. Enig versus Uenig).
- Uttrykt dominans grupperer seg sammen med både distansert stabilitet og føyelighet som en egen faktor: Personer som av andre klassifiseres som «uttrykt dominante», klassifiseres samtidig som personer som distanserer seg fra stabilitet og føyelighet. Her er det vrient å sette navn på polariteten, fordi den representerer alt som ikke er uttrykt dominant og distansert stabilitet og føyelighet samtidig.
- Den tredje dimensjonen skiller ut en positiv verdi knyttet til uttrykt stabilitet og føyelighet kombinert med distansert dominans. Også her ligger de roterte faktorladningene nær $r = 0,8$ (i absoluttverdi).

For tolkningens skyld, er heldigvis de to faktorene som inneholder stabilitet, føyelighet og dominans moderat korrelert ($r = -0,37$). Det betyr at polariteten i den faktoren som uttrykker dominans og distanserer stabilitet og føyelighet samtidig, i hvert fall er overrepresentert blant holdninger som distanserer seg fra dominans, og uttrykker føyelighet og stabilitet samtidig – og vice versa. Igjen har vi et inntrykk av at føyelighet og stabilitet opptrer i par, mens dominans atskiller seg fra innflytelse.

Vi synes i grunnen at våre funn ligner på det mønsteret Brorson rapporterte fra sin undersøkelse av PPA i 1993, ved at dominans og stabilitet utgjør en tydelig polaritet i de to egenrapporteringene (ipsativ skala), mens vi med utgangspunkt i observatørvurderingen (normativ skala) i større grad fant at føyelighet og stabilitet opptrådte sammen med dominans som polaritet i to atskilte, men likevel korrelerte dimensjoner.

Figur 2 Roterte faktorskårer på egenrapporteringen: Individenes karakteristikk av seg selv (N=409).



Nå kan vi fremme hypoteser om hvorfor vi finner slike konstellasjoner:

- Yrkesstatus lader på disse profilene på en bestemt måte. Når denne variabelen tas med i faktoriseringen som et ekstra attributt, klapper stabilitets- og føyelighetsaksen sammen og legger seg som polaritet til dominans.
- Kvinner fremstår som mindre dominante enn menn, men de er ikke mer tilbøyelige til å fremheve føyelighet eller stabilitet. Kvinner spiller primært på det sosiale (innflytelse).
- Underordnede spiller heller ikke på føyelighet eller stabilitet – de spiller også på innflytelse.
- Det er mellomlederne – de som befinner seg mellom barken og veden – som er mest tilbøyelige til å fremheve føyelighet. Topplederne fremhever dominans, mens de ansatte distanserer seg fra føyelighet og stabilitet. I den grad noen fremhever føyelighet, så er det lederne som gjør det, ikke de ansatte.

Disse hypotesene testes ved hjelp av lineære regresjonsmodeller på de etablerte faktorskårene på egenrapporteringen, samt på skårene i DISC-profilen. Vi prøver også en faktoranalyse på DISC der yrkesposisjon opptrer som «det femte hjulet på vogna». La oss ta det siste først: Hvor plasseres posisjonsvariabelen? For at yrkesposisjonene skal telle likt, vektet mellomledergruppen ned til 100 individer, mens de 96 ansatte i utvalget vektet opp til 100, analogt med de 66 topplerne som er intervjuet. Dette reduserer antall enheter, og øker dermed sjansen for at enkelte sammenhenger ikke passerer grensen for statistisk pålitelighet. Siden det er miljøkarakteristi-

stikken som er hovedproblemet – det er på denne variabelen vi har mange «hull» (missing) – har vi i tillegg undersøkt noen av effektene i modeller uten spesifiserte miljøkjennetegn (ikke rapportert her).

En faktoranalyse med yrkesposisjon som det femte hjulet på vogna

Roterte faktorskårer med yrkesposisjon som ekstra variabel gir følgende resultat:

- På egenvurderingen klapper stabilitet og føyelighet sammen som negasjonen til dominans, mens innflytelse etablerer seg for seg selv. Posisjonsvariabelen legger seg pent langs aksene som polariserer dominans på den ene siden og stabilitet og føyelighet på den andre siden. Nå får vi altså et inntrykk av at ledere betoner dominans, mens ansatte betoner stabilitet og føyelighet.
- Legges observatørvurderingene til grunn, blir bildet noe mer komplisert: Nå er det en tendens til at ansatte distanserer seg fra føyelighet og stabilitet, mens ledere fremhever dominans. I tillegg har vi en separat dimensjon for innflytelse og en egen dimensjon for uttrykt stabilitet og føyelighet, samt for at man distanserer seg fra dominans. Yrkesposisjonsvariabelen lader tilnærmet nøytralt på disse to dimensjonene.

Faktoranalyser med posisjonsvariabelen som det femte hjulet på vogna, gir ikke et entydig bilde av hvordan respondentene oppfatter gjennomsnittlige trekk ved yrkesposisjon. Kanskje vi lærer noe mer ved å spesifisere regresjonsmodeller for sammenhengen mellom DISC og variable attributter ved respondentene og deres omgivelser?

7 Noen regresjonsanalyser

Vi har prøvd ut en serie regresjonsmodeller mot faktorskårer og mot DISC. Her rapporteres resultatene fra en modell som forsøker å predikere skårene på respondentenes første karakterisering av seg selv (første egenvurdering). Når vi vekter slik at alle posisjoner teller likt, samtidig som vi innfører miljøkjennetegn i modellen, har vi bare 123 enheter. Utdrag av resultatene er skissert i tabell 9.

Tabell 9 Roterte faktorskårer og DISC-skårer (selvbildet) på første egenvurdering som funksjon av respondentenes utdanningsnivå, kjønn, alder, yrkesposisjon og en dikotomisert karakteristikk av arbeidsmiljøet. Beta-koeffisienter og forklart varians estimert ved lineær regresjon (N=123, vektet). Is=ikke signifikant forskjellig fra null. Signifikante nettoeffekter er uthevet

| Modell | Dominans versus stabilitet | Innflytelse versus føyelig- het | Dominans (selvbilde) | Innflytelse (selvbilde) | Stabilitet (selvbilde) | Føyelighet (selvbilde) |
|-------------------------|-------------------------------|---------------------------------------|-------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Kvinne | 0,05 (is) | 0,20 | 0,08 (is) | 0,17 | -0,12 (is) | -0,29 |
| Posisjon | 0,41 | -0,35 | 0,36 | -0,29 | -0,07 (is) | -0,03 (is) |
| Utdanning | 0,15 (is) | 0,10 (is) | 0,19 | 0,12 (is) | -0,24 | -0,20 |
| Alder | 0,02 (is) | -0,15 (is) | 0,01 (is) | -0,09 (is) | 0,04 (is) | 0,03 (is) |
| Konkurransesuttatt | 0,09 (is) | 0,05 (is) | 0,12 (is) | 0,05 (is) | -0,07 (is) | -0,13 (is) |
| Forklart Varians (%) | 22 | 20 | 20 | 16 | 8 | 12 |

Det er moderat forklaringsgrad i disse regresjonsanalysene. Det innebærer at det er mye «uobservert heterogenitet» i modellene. Boudon (1974)²³ ville sagt at det gjenstår mye før vi har grunnelementene i en teori om årsaker til variasjonen i faktorskårer og i PPA's mål for selvbilde. Samtidig identifiserer modellene flere signifikante og, etter vårt skjønn, interessante sammenhenger.

Beta-koeffisienten er en standardisert regresjonskoeffisient som uttrykker endringen i den avhengige variabelen ved en enhets økning på den uavhengige variabelen – ceteris paribus (alt annet likt). Standardavviket er enhet. En beta-koeffisient av kjønn mot innflytelse versus føyelighet på 0,2 uttrykker, at når vi beveger oss ett standardavvik på fordelingen av kvinner og menn (i retning kvinnene) og holder yrkesposisjon, utdanningsnivå, alder og miljø konstant, øker skåren på en variabel som uttrykker polariteten mellom innflytelse og føyelighet med 0,2 standardavvik (i retning innflytelse). Kvinner er altså mer tilbøyelige til å uttrykke innflytelse på bekostning av føyelighet enn det menn er – når respondentenes alder, utdanning, yrkesposisjon og kjennetegn ved deres arbeidsmiljø (om det er kompetitivt eller skjermet) holdes konstant. Hvis man ikke liker standardiserte koeffisienter – vi valgte for så vidt ut den sammenhengen som det er mest problematisk å kommentere når standardavviket er

²³ Boudon krever 40–50 prosent forklart varians i en såkalt generativ modell (teori). Da er de signifikante avvikene fra et mønster noenlunde på samme nivå som de signifikante trekkene ved et empirisk mønster.

enhet – kan man forholde seg til de ustandardiserte enhetene. Da vil regresjonskoeffisienten uttrykke den partielle endringen i skår på den avhengige variabelen ved en enhets økning av skåren på den uavhengige variabelen – alt annet likt. Disse sammenhengene gir imidlertid begrenset informasjon om den relative styrken i assosiasjonen – det er det i hovedsak de standardiserte koeffisientene som gjør.²⁴

Vi har dessuten gått en snarvei til: Variabler som strengt tatt er kategoriske (diskrete verdier), er spesifisert som metriske variabler i modellen. Dette er gjort for å forenkle tabellen. Variabeldefinisjonene er gitt i avsnitt 4. La oss kommentere tendensene i tabell 9 punktvis:

- Det er bare yrkesposisjon som har signifikant netto effekt på dominans versus stabilitet. Ledere fremhever dominans (særlig topplederne), mens de ansatte fremhever stabilitet. Miljøeffekten har forventet fortegn, men er ikke statistisk pålitelig. Vi har antagelig for få observasjoner. Modellen forklarer om lag 22 prosent av variasjonen (variansen) på dominans versus stabilitet.
- Det er to pålitelige effekter på den roterte faktorskåren som konfronterer innflytelse (sosialitet) og føyelighet: Kjønn og posisjon. Kvinner og ansatte betoner innflytelse og distanserer seg fra føyelighet (!). I den grad det er noen som betoner føyelighet og distanserer seg fra sosialitet, så er det ledere og menn. Forklaringskraften er om lag 20 prosent.

Dette mønsteret repeteres for så vidt når vi fokuserer hvert enkelt aspekt ved DISC for seg:

- Dominans (selvbilde) påvirkes av to forhold: Yrkesposisjon og utdanning. Ledere og yrkesaktive med høyere utdanning har høyere skår på dominans enn andre – alt annet likt. Igjen har miljøet (skjermet versus konkurranseutsatt) riktig fortegn, men effekten passerer ikke grensen for statistisk pålitelighet. Miljøet har imidlertid statistisk signifikant effekt på uttrykt dominans («masken»).
- Innflytelse påvirkes også av to attributter som «forsterker» inntrykket fra faktoranalysene: Kvinner og underordnede er overrepresentert blant personer som vektlegger innflytelse. Ledere er klart overrepresentert blant personer som distanserer seg fra det sosiale.
- Stabilitet påvirkes primært av utdanning. Det er lavutdanningsgruppene som vektlegger dette aspektene ved DISC.
- Kvinner og høyt utdannede er underrepresentert blant respondenter som skårer på føyelighet, menn og lavt utdannede er overrepresentert. Igjen har miljøeffekten «riktig» fortegn, men den er ikke signifikant. Sjansen for at effekten er null, er vesentlig større enn fem prosent. Miljøet har imidlertid signifikant negativ effekt på uttrykt føyelighet («masken»): Respondenter fra normalt konkurranseutsatte virksomheter har lavere skår på uttrykt føyelighet enn respondenter fra skjermede virksomheter.

²⁴ Da mener vi at variasjonen på en variabel fanger opp (i betydningen reduserer) variasjonen på en annen variabel – alt annet likt. Det er diskusjon om hvordan kausalitetsbegrepet skal relateres til standardiserte og ustandardiserte mål på effekt. Denne diskusjonen lar vi ligge her.

Legges egenvurderingene til grunn, er det en tendens til at toppledere betoner dominans og distanserer seg fra innflytelse (sosialitet) og føyelighet, mens mellomledere og linjeledere har skårer på linje med de ansatte på føyelighet. Legges observatørvurderingene til grunn, er det faktisk mellomlederne som fremstår som mest føyelige. Vi har imidlertid bare 91 observasjoner, så denne forskjellen passerer ikke grensen for statistisk pålitelighet.

Etter denne analysen er det naturlig å spørre om vår klassifisering av miljøkjennetegnene fremstår som irrelevant. Det er nesten riktig. Vi har pekt på to forventede statistisk pålitelige effekter av om miljøet er beskyttet eller kompetitivt når ansatte, mellomledere og toppledere teller likt i modellen (når de vektes lik 100), men de fleste nettoeffektene er langt fra statistisk pålitelige. Hvis vi unnlater å vekte langs yrkesposisjonsvariabelen (og får flere observasjoner), får vi også noen statistisk pålitelige effekter av miljøinndelingen som peker i forventet retning, men generelt sett er yrkesposisjon, utdanning og kjønn mye mer sentrale kjennetegn ved respondentene enn vårt forsøk på å karakterisere deres arbeidsmiljø.

Konklusjon

I den grad disse analysene kan generaliseres, det vil si at de sier noe om mentaliteten (og atferdsdisposisjonene) i det moderne norske arbeidslivet, er det vårt inntrykk at eldre «dannelsesidealer» ikke står særlig høyt i kurs, at særlig toppledere betoner dominans nær sagt uavhengig av miljø, mens underordnede og kvinner betoner innflytelse (sosialitet) og distanserer seg fra føyelighet. Det står skrevet et sted at «salig er de saktmodige for de skal arve jorden» – det er neppe tilfellet i det moderne norske arbeidslivet. Ansatte kan imidlertid betone stabilitet i motsetning til dominans. I utgangspunktet synes stabilitet å være lavutdanningsgruppens dimensjon. Disse gruppene fremstår også som mer føyelige, etter eget utsagn, enn grupper med høyere utdanning.

8 Avsluttende vurdering

Har vi lært noe av disse analysene? Man kan nemlig snu på flisa og anvende et induksjonsprinsipp (en av mine kjepphester) som sier at når vi ikke vet sikkert, går det an å spørre «datasettet» om hvordan verden ser ut (i fagsjargong, hvordan verden er konstituert). Vi har i hvert fall lært at DISC-profilene responderer på individenes kjønn, alder og utdanning i tillegg til de klassiske attributtene yrkesposisjon, og om miljøet fremstår som antagonistisk eller harmonisk. Derfor mener vi at det er relevant å etterlyse en teori som forsøker å integrere slike forhold i tolkningen av DISC.

Vi synes også det er en tendens til at noen aspekter ved DISC fremtrer tydeligere for respondentene enn andre. Dominans er en sikker vinner – kanskje også stabilitet eller tilpasningsdyktighet. Selv om innflytelse fremstår som en diffus dimensjon, særlig når vi sammenligner egenrapporteringer og observatørvurderinger, er dimensjonen ikke uten interesse: Det er tilsynelatende på det sosiale feltet at de ansatte generelt, og kvinner spesielt, boltrer seg. Det å uttrykke føyelighet er muligens på vei ut, kanskje med unntak for de gruppene som er på vei opp, men som per dato befinner seg mellom barken og veden – mellomlederne, og for grupper med lav utdanning etter dagens standard. Samtidig var det føyelighet og dominans som kom «best ut» av sammenligningen mellom egenrapporteringer og observatørvurderinger.

Vi har analysert yrtringer, det vil si hvordan den enkelte selv og kollegene oppfatter ens fremtoning på arbeidsplassen. Dermed befinner vi oss definitivt i grenselandet til faktisk atferd eller opptreden i en arbeidssituasjon. Korrelasjonene mellom observatørens karakteristik og den enkeltes karakterisering av seg selv pekte i riktig retning – ja, de fremstod faktisk som moderate ($r=0,32$ – $r=0,44$). Vi har imidlertid så få observasjoner at usikkerheten blir stor ved generalisering ut over utvalget. Dette kompliseres også av det faktum at vi har et case og ikke et enkelt og tilfeldig utvalg. Generalisering med utgangspunkt i beregning av statistisk pålitelighet, betyr i vår sammenheng at funnene i beste fall overføres til Thomas Internationals kundekrets i Norge.

Repeterbarheten på DISC-profilen i egenrapporteringen var høy – det som kalles stabilitet i instrumentet. Denne stabiliteten synes i liten grad å bli påvirket av om de to målingene ble foretatt i løpet av året eller om det var minst ett år mellom dem ($r=0,6$ – $r=0,8$).

Enigheten observatørene imellom var statistisk sett på nivå med enigheten mellom observatører og «egenvurderere».

Gitt kriteriene for beregning av skårer, er det vår vurdering at en stabilitet rundt $r=0,7$, en ekvivalens noe i underkant av $r=0,4$ og en predikerbarhet rundt $r=0,4$, kan danne et interessant grunnlag for samtale om og diskusjon av folks preferanser og selvoppfatninger. Vi oppfatter også ipsative verktøy for måling av holdninger, preferanser og selvoppfatninger som interessante, fordi valgene tydeliggjøres og preferansene «spisses til». I utgangspunktet er såkalt triangulering best etter vår oppfatning – kombinert bruk av ulike målinger, ipsative så vel som normative, og samtaler vil som

regel bedre muligheten til å fange inn et sosialt fenomen, til å vinne innsikt. Det som er viktig, er den fenomenologiske grunnholdning – at respondentens ytringer tas på alvor.

Samtidig er det åpenbart behov for videre dokumentasjon av hvordan PPA virker i Norge. Målingen som er gjennomført her, bør utvides. Man bør også sammenligne observatørvurderinger og egenvurderinger i et ipsativt design, antagelig både i et ipsativt og et normativt design samtidig. Observerte miljøer bør dessuten utvides, og man bør antagelig prøve ut flere konkurrerende klassifiseringer av trekk ved arbeidsmiljøet (størrelse, sektor, konkurrenter, stemningsindikatorer, osv.). Til slutt må utvalget utvides. Det er ikke så mye å hente når man gjennomfører statistiske analyser på 80–100 enheter.

Noen «funn» i dette materialet fremstod, etter vår oppfatning, som både overraskende og spennende. Vi har arbeidet aktivt for å få med svar fra personer som ikke har en ledende posisjon på arbeidsplassen. Kanskje det er en av grunnene til at yrkesposisjonsvariabelen fikk en sentral plass i disse analysene. Som regel er utvalget av respondenter alt for homogent med hensyn til stilling og posisjon, for at teorien virkelig kan settes på prøve. At profilene også «responderte» på individuelle attributter som kjønn, utdanning og alder, indikerte at de hadde en viss evne til å nyansere seg selv.

Marstons grunnleggende idé kan med fordel modifiseres og utvides: Modifiseringen gir for så vidt seg selv: Vi fikk definitivt en polaritet, men altså ikke nøyaktig lik den hypotesen som ble skissert i Figur 1. I den grad noe responderer på dominans, synes det å være stabilitet (tilpasningsdyktighet) fremfor føyelighet. Vi synes imidlertid at det er grunnlag for å se nærmere på indikatorer som knytter sammen begrepene føyelighet og stabilitet. Det er noe i det norske språket som skulle tilsi at disse to elementene ved DISC-profilen nærmest fungerer synonymt. Utvidelsene gir også seg selv: Samfunnet og arbeidslivet har gjennomgått enorme endringer de siste tiårene – «alle» har fått utdanning, de fleste svært mye utdanning, og kvinner og menn er integrert i arbeid på (tilnærmet) lik linje. Vi kan sikkert også nevne tendenser til demokratisering (medbestemmelse). Dette påvirker relasjonen mellom mennesker på arbeidsplassen, men har så langt ikke forhindret at PPA fortsatt gir inntrykk av et hierarkisk arbeidsliv! Nyanseringer og utvidelser krever imidlertid nitid begrepsanalyse, og peker ut over de vurderingene og analysene som vi har vært i stand til å gjennomføre i dette notatet. Den neste utfordringen blir å gå løs på både kriterievaliditeten og begrepsvaliditeten. Vi foreslår følgende:

- Samme skjema til både observatører og «egenrapportører»
- Større utvalg
- Færre «hull» i datasettet (komplettering)
- Større spredning på miljø
- Sammenligning med andre mål på personlighet, fremtoning, preferanser, osv. (kriterievaliditet)
- Ansatser til vurdering av diskriminant og konvergent validitet (begrepsanalyse)

Litteratur/referanser

- Bandura, A. (1977), «Self-efficacy: Towards a Unifying Theory of Behavioral Change.» *Psychological Review* 84: 191–215
- Borgen, S.O og J.B. Grøgaard (1986), *Rana i arbeid: Omstilling og levekår*. Fafo-rapport 55. Oslo: Fafo
- Bourdieu, P. (1985), «The social space and the genesis of groups.» *Theory and Society* 14 (6): 723–744
- Boudon, R. (1974), *Education, Opportunity and Social Inequality*. New York/London: John Wiley
- Brorson, I.W. (1993), *Thomas Person Profil Analyse anvendt på 500 norske ledere*. SMC-forskningsrapport nr. 1
- Cook, T.D. og D.T. Campbell, *Quasi-experimentation: design and analysis issues for field settings*. Chicago: Rand McNally
- Cripps, m.fl. (1988), *Predictive Validity. Illusion or Reality?* T.I. Resaerch Paper no. 6 – February
- Dittmar, N. (1976), *Sociolinguistics. A Critical Survey of Theory and Application*. London: Edward Arnold
- Fisher, C.S. m.fl. (1996), *Inequality by Design. Cracking the Bell Curve Myth*. Princeton, New Jersey: Priceton University Press
- Giddens, A. (1984), *The Constitution of Society. Outline of the Theory of Structuration*. Cambridge/Oxford: Polity Press/Basil Blackwell
- Grøgaard, J.B. (1995/1997), *Skolekontroversen. Behyst ved to norske utvalgsundersøkelser*. Fafo-rapport 222. Oslo: Fafo
- Hellevik, O. (1977/1980), *Forskningsmetode i sosiologi og statsvitenskap*. Oslo/Bergen/Tromsø: Universitetsforlaget
- Heritage, J. (1984), *Garfinkel and Ethnomethodology*. Cambridge: Polity Press
- Hirschman, A. (1970), *Exit, Voice, and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press
- Horney, K. (1945), *Our inner conflicts*. New York: W.W. Norton
- Irvine, S.H. (1988), «Marston in 1988: A Phoenix Revalued». I: Marston, W.H. (1928/1989: vii-L)
- Irvine, S.H. (1989), *Personal Profile Analysis: Technical Handbook*. Ormskirk: Thomas-Lyster

- Irvine, S.H., D.L. Mettam og T. Syrand (1991), *Valid and Valider? Keys to Understanding Personal Appraisal Practices at Work*. HAL Technical Report: 2–1991
- Iversen, O.I. (1997), *På jakt etter personligheten. En vurdering av de mest brukte personlighets-testene på det norske markedet*. Oslo: NIPA
- Johnson, C.E., R. Wood og S.F. Blinkhorn (1988), «Spuriouser and spuriouser: The use of ipsative personality tests.» *Journal of Occupational Psychology* 61: 153–162
- Judd, C. og D.A. Kenny (1981), *Estimating the Effects of Social Interventions*. Cambridge: Cambridge University Press
- Kaplan, S.J. m.fl. (udatert), *Study of Validity of the PPA (Kaplan-rapporten)* (stensil)
- Lakatos, I. (1970), «Falsification and the methodology of scientific research programmes». I: Lakatos, I. og A. Musgrave, red. (1970), *Criticism and the Growth of Knowledge*. Cambridge: Cambridge University Press
- Marston, W.M. (1928/1989), *Emotions of Normal People*. I: Lyster, red., Oxford: Alden Press Ltd.
- Merton, R. (1975), «Structural analysis in sociology». I: Blau, P., red. (1975), *Approaches to the Study of Social Structure*. New York: The Free Press
- Pape, T.C. (1993), *Arbeidsmiljø 1989*. Fafo-rapport 149. Oslo: Fafo
- Robinson, J. (1962/1974), *Økonomisk filosofi. En oversikt over retninger i den økonomiske tenkningens historie*. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag
- Saville, P. og E. Willson (1991), «The reliability and validity of normative and ipsative approaches in the measurement of personality.» *Journal of Occupational Psychology* 64: 219–238
- Sayer, A. (1984), *Method in Social Science. A Realist Approach*. London: Hutchinson
- Schutz, A. (1932/1967), *The Phenomenology of the Social World*. London: Heinemann
- Skinner, B.F. (1971), *Beyond Freedom and Dignity*. London/New York: Penguin Books
- Thomas International (november 1993), *Implementing the Thomas Management Systems in Kelly Services Inc.* (stensil)
- Thomas International (udatert), *Summary of concurrent validity between 16 PF QPQ (factor 3) and PPA* (stensil)
- Turner, J.H. (1987), «Toward a sociological theory of motivation.» *American Sociological Review* 52 (1): 15–27

Appendiks 1 Ansats til vurdering av begreps/konstruksjonsvaliditet

Det er naturligvis vurderinger av begrepsvaliditeten til den teoretiske konstruksjon som representerer den virkelige utfordringen når man problematiserer DISC-profilen i Thomas Person Profil Analyse (PPA). Et første skritt på veien mot slik innholds-analyse kan være å forsøke med frie «faktoriseringer» som siden relateres til DISC-konstruksjonen. Hva slags mønster genereres av data, og er dette mønsteret begripelig i den forstand at det gir assosiasjoner som kan relateres til noe som lar seg tolke, og aller helst som lar seg uttrykke ved hjelp av DISC-profiler? Vi kan gjerne si at dette er et første skritt på veien mot vurderinger av såkalt konvergent og diskriminant validitet. Faller konstallasjonen som genereres av data (av «gjenstandene») sammen med noe som kan relateres til DISC, og i hvilken grad diskriminerer denne konstella-sjonen overfor andre konkurrerende tolkninger – som i så fall må relateres til noe annet enn DISC?

Tabell 1.1 Roterte faktorskårer på første egenvurdering av de tre hyppigst forekommende adjektivene fra hver av de fire dimensjonene (DISC). Oblimin-rotasjon (struktur-matrisen). Forklart varians er 54%. N=409

| | Faktor 1 | Faktor 2 | Faktor 3 | Faktor 4 |
|------------------|--|---|-----------------------------|---|
| Vågal | -0,75 | | | |
| Konkurransesglad | -0,50 | | | |
| Omstendelig | 0,66 | | | |
| Lojal | 0,53 | | | (0,32) |
| Inspirerende | | -0,73 | | |
| Snill | | 0,72 | | |
| Forsiktig | (0,32) | 0,46 | | (0,43) |
| Tillitsvekkende | | | 0,86 | |
| Stå | | | -0,80 | |
| Omgjengelig | | | | 0,79 |
| Tålmodig | (0,36) | (0,33) | | -0,62 |
| Fordomsfri | | (0,34) | | -0,35 |
| Tolkning | Stabilitet og føyelighet versus dominans | Stabilitet og føyelighet versus innflytelse | Innflytelse versus dominans | Innflytelse versus stabilitet og føyelighet |

Hvis man velger de tre mest benyttede adjektivene på hver av de fire aspektene ved DISC fra første egenvurdering (409 respondenter), genererer datasettet vårt fire faktorer – noe som for så vidt kan oppfattes som et lovende utfall. Forklaringskraften er forholdsvis lav («bare» 54% forklart varians). Derfor er det bånd mellom enkeltelementer som lader på de ulike faktorene. Vi kan imidlertid ikke se at det er den «klassiske» DISC-profilen som genereres av disse tolv beskrivende ordene.

For det første repeteres tendensen til at aspekter ved innflytelse (sosialitet) negerer dominans (faktor 3). Vi har tidligere identifisert dette som en typisk fremtoning hos topplederne. For det andre er det en tendens til at stabilitet og føyelighet opptrer i par («klapper sammen»), og at de to dels negerer dominans, dels negerer

innflytelse (faktor 1, faktor 2 og faktor 4). To ulike faktorer konfronterer innflytelse og stabilitet/føyelighet (faktor 2 og faktor 4). Her ser vi imidlertid at det er bånd mellom variabler som i det minste indikerer at det er en viss affinitet mellom disse to faktorene. Sagt med andre ord vil adjektiver som lader på den ene faktoren fungere synonymt med adjektiver som lader på den andre faktoren – dog svakt synonymt. Dette gjelder særlig beskrivende ord som i henhold til DISC faller inn under stabilitet og føyelighet.

Hvis modellen utvides til å inkludere fire nye adjektiver som lader hyppig på DISC, får vi fem faktorer (57% forklart varians). Nå er utfallet som følger:

- Første faktor konfronterer dominans og stabilitet (eventyrlysten og vågal mot lojal og måteholden) – går på risikoorientering?
- Andre faktor konfronterer innflytelse og kombinasjoner av stabilitet/føyelighet (omgjengelig versus forsiktig og tålmodig) – assosierer med sosialitet?
- Tredje faktor konfronterer dominans og innflytelse (sta mot tillitsvekkende) – fleksibel versus rigid?
- Fjerde faktor konfronterer kombinasjoner av føyelighet/stabilitet og innflytelse/dominans (forsiktig, snill og lett å lede versus inspirerende og konkurranseglad) – føyelig kontra dominerende, dog dominerende med stil?
- Femte faktor konfronterer innflytelse og føyelighet (lekende versus omstendelig), igjen noe som assosierer med sosialitet.

Innføres de tolv hyppigst forekommende adjektivene fra egenrapporteringen i observatørens verden – nå har vi bare 91 respondenter, genereres fire faktorer. Vi får altså det samme antall dimensjoner som når vi benyttet det ipsative skjemaet. Observatørvarene peker heller ikke umiddelbart i retning DISC. Forklaringskraften er om lag 60%.

- Første faktor konstruerer en motsetning mellom sta/omstendelig og tillitsvekkende/omgjengelig – skal vi si fleksibilitet versus rigiditet? Strengt tatt en kombinasjon av faktor 3 og faktor 5 fra egenrapporteringen.
- Andre faktor knytter ordene inspirerende og lojal sammen uten å generere en negasjon (en polaritet) – ikke så lett å tolke?
- Tredje faktor konfronterer ordene vågal/konkurranseglad og forsiktig/tålmodig – en spenning mellom det å ta sjanser og det å gardere seg først, mellom «spilleren» og den som hegner seg inn, mellom den dominante og den saktmodige? Ligner på faktor 4 i egenrapporteringen.
- Fjerde faktor plasserer den snille og den fordomsfrie for seg (den tolerante?) uten negasjon – dog svakt negativt relatert til den sta/omstendelige (rigide) og den lojale/inspirerende ($r=0,25$ og $r=0,35$ i absoluttverdi).

Øyner vi en slags trekant, der toleranse utgjør en pol, lojalitet en annen og rigiditet en tredje – kanskje med fleksibilitet som et midtpunkt? Vi får for så vidt noe som peker ut over DISC, men som i det minste gir assosiasjoner i retning sosial, dominant, føyelig og lignende. Vi synes imidlertid at det er grunnlag for å se nærmere på indikatorer som knytter sammen begrepene føyelighet og stabilitet. Det er noe i det

norske språket som skulle tilsi at disse to elementene ved DISC-profilen nærmest fungerer synonymt.

Appendiks 2 Oversiktstabell

Observert gjennomsnitt, standardavvik og variasjonsbredde på DISC-profilen (maske, press og selvbilde) på to egenvurderinger (ipsativ) og tre observatørvurderinger (normativ).

| Dimensjon | Gjennomsnitt | Standardavvik | Minimum | Maksimum |
|--------------------|----------------------------|---------------|---------|----------|
| Dominans | | | | |
| Maske: | | | | |
| 1. egen (N=409) | 6,0 | 3,1 | 0 | 19 |
| 2. egen (N=90) | 5,5 | 3,4 | 0 | 17 |
| 1. obs (N=91) | 7,2 | 3,3 | 0 | 16 |
| 2. obs (N=84) | 7,6 | 3,2 | 0 | 16 |
| 3. obs (N=49) | 6,7 | 3,4 | 1 | 18 |
| Press: | | | | |
| 1. egenvurdering | 6,2 | 2,9 | 0 | 15 |
| 2. egenvurdering | 6,9 | 3,4 | 0 | 18 |
| 1. observatør | 6,9 | 3,7 | 0 | 19 |
| 2. observatør | 6,2 | 3,7 | 0 | 19 |
| 3. observatør | 6,1 | 3,3 | 1 | 17 |
| Selvbilde: | | | | |
| 1. egenvurdering | - 0,2 | 5,6 | -15 | 19 |
| 2. egenvurdering | - 1,4 | 6,4 | -17 | 17 |
| 1. observatør | 0,3 | 6,1 | -19 | 14 |
| 2. observatør | 1,4 | 6,1 | -19 | 13 |
| 3. observatør | 0,6 | 5,7 | -14 | 16 |
| Kommentar | Svært likt! | | | |
| Innflytelse | | | | |
| Maske: | | | | |
| 1. egen (N=409) | 5,3 | 2,2 | 0 | 14 |
| 2. egen (N=90) | 5,2 | 2,7 | 0 | 12 |
| 1. obs (N=91) | 8,9 | 3,7 | 0 | 17 |
| 2. obs (N=84) | 8,7 | 3,8 | 0 | 17 |
| 3. obs (N=49) | 8,0 | 3,5 | 2 | 17 |
| Press: | | | | |
| 1. egenvurdering | 4,2 | 2,6 | 0 | 12 |
| 2. egenvurdering | 4,0 | 2,8 | 0 | 11 |
| 1. observatør | 2,3 | 3,3 | 0 | 16 |
| 2. observatør | 2,1 | 2,3 | 0 | 10 |
| 3. observatør | 2,0 | 2,0 | 0 | 7 |
| Selvbilde: | | | | |
| 1. egenvurdering | 1,1 | 4,2 | -11 | 13 |
| 2. egenvurdering | 1,2 | 4,8 | - 9 | 11 |
| 1. observatør | 6,6 | 6,3 | -15 | 17 |
| 2. observatør | 6,6 | 5,6 | - 8 | 17 |
| 3. observatør | 6,0 | 4,7 | - 2 | 17 |
| Kommentar: | Ganske forskjellig! | | | |

| | | | | |
|-------------------|---|-----|-----|----|
| Stabilitet | | | | |
| Maske: | | | | |
| 1. egen (N=409) | 5,0 | 2,6 | 0 | 13 |
| 2. egen (N=90) | 5,6 | 3,0 | 0 | 12 |
| 1. obs (N=91) | 10,1 | 3,8 | 2 | 19 |
| 2. obs (N=84) | 9,5 | 3,7 | 1 | 17 |
| 3. obs (N=49) | 10,2 | 3,6 | 2 | 18 |
| Press: | | | | |
| 1. egenvurdering | 4,5 | 2,1 | 0 | 11 |
| 2. egenvurdering | 3,9 | 1,8 | 1 | 9 |
| 1. observatør | 3,5 | 2,7 | 0 | 13 |
| 2. observatør | 3,2 | 2,2 | 0 | 11 |
| 3. observatør | 2,6 | 1,7 | 0 | 9 |
| Selvbilde: | | | | |
| 1. egenvurdering | 0,5 | 4,2 | -11 | 12 |
| 2. egenvurdering | 1,8 | 4,2 | -7 | 11 |
| 1. observatør | 6,5 | 5,8 | -11 | 19 |
| 2. observatør | 6,3 | 5,0 | -10 | 16 |
| 3. observatør | 7,7 | 4,4 | -1 | 17 |
| Kommentar: | Ganske forskjellig! | | | |
| Føyelighet | | | | |
| Maske: | | | | |
| 1. egen (N=409) | 3,6 | 2,0 | 0 | 10 |
| 2. egen (N=90) | 3,4 | 2,0 | 0 | 9 |
| 1. obs (N=91) | 6,5 | 3,5 | 0 | 14 |
| 2. obs (N=84) | 6,0 | 3,1 | 0 | 12 |
| 3. obs (N=49) | 7,0 | 3,1 | 2 | 14 |
| Press: | | | | |
| 1. egenvurdering | 5,4 | 2,4 | 0 | 12 |
| 2. egenvurdering | 5,1 | 2,7 | 0 | 12 |
| 1. observatør | 4,8 | 2,6 | 0 | 13 |
| 2. observatør | 4,6 | 2,7 | 0 | 12 |
| 3. observatør | 3,6 | 2,5 | 0 | 9 |
| Selvbilde: | | | | |
| 1. egenvurdering | -1,8 | 3,7 | -10 | 8 |
| 2. egenvurdering | -1,7 | 4,2 | -11 | 8 |
| 1. observatør | 1,7 | 5,2 | -13 | 13 |
| 2. observatør | 1,5 | 5,0 | -10 | 10 |
| 3. observatør | 3,4 | 4,3 | -5 | 13 |
| Kommentar: | Forholdsvis likt, med unntak av masken | | | |

Person Profil Analyse (PPA)



Forskningstiftelsen Fafo
Borggata 2B/Postboks 2947 Tøyen
N-0608 Oslo
<http://www.fafo.no>

Fafo-notat 1998:15
Ordrenummer 610