



# Hvordan måle tidspunkt for avgang fra yrkeslivet i Norge? Om ulike definisjoner, metoder og resultater

## How to measure the timing of retirement in Norway – different definitions, methods, and results

Tale Hellevik

*Dr. polit. i sosiologi, forsker I, NOVA, OsloMet – storbyuniversitetet*  
[thelle@oslomet.no](mailto:thelle@oslomet.no)

Katharina Herlofson

*PhD i sosiologi, forsker I, NOVA, OsloMet – storbyuniversitetet*  
[kather@oslomet.no](mailto:kather@oslomet.no)

Axel West Pedersen

*PhD i statsvitenskap, professor, NOVA, OsloMet – storbyuniversitetet*  
[axelpe@oslomet.no](mailto:axelpe@oslomet.no)

### Sammendrag

Det er av stor interesse å kunne måle presist hvordan den typiske avgangsalderen utvikler seg på samfunnsnivå og hvordan den eventuelt varierer mellom grupper på individnivå. I denne artikkelen redegjør vi for ulike fremgangsmåter for å måle individers tidspunkt for avgang fra yrkeslivet. Eksemplene er hentet fra nyere internasjonal og norsk forskning. Videre sammenlikner vi resultater fra to operasjonaliseringer av avgangstidspunkt basert på henholdsvis surveydata og registeropplysninger. Vi finner at samsvaret er stort på aggregert nivå, mens det er langt svakere på individnivå med betydelige systematiske forskjeller i samsvaret mellom ulike kategorier av yrkesaktive.

Nøkkelord

yrkesavgang, pensjonering, eldre yrkesaktive, pensjonsreformen, aldring

### Abstract

A precise measurement of the retirement age is of great value – both for assessing developments over time at the macro level, and for understanding how it varies at the micro level. In this article, we review different methods for measuring the timing of retirement found in recent international and national research. We then compare the results of two operationalizations, one based on survey data, the other on register data. The correspondence between the two is substantial, but only at the aggregate level. At the individual level, the match is considerably weaker, and we find systematic and significant contrasts across different categories of workers.

Keywords

retirement timing, exit age, older workers, pension reform, ageing

## Innledning

Den forventede levealderen øker raskt, og det har – både av hensyn til statsfinansene og samfunnsøkonomien – blitt en sentral politisk målsetting i mange land å utsette avgangen fra arbeidslivet.<sup>1</sup> En grunntanke bak den store pensjonsreformen som trådte i kraft i Norge i 2011, var nettopp å bidra til høyere arbeidstilbud og yrkesdeltakelse blant eldre. Det er derfor av stor interesse å kunne måle presist hvordan den typiske avgangsalderen utvikler seg på samfunnsnivå og hvordan den eventuelt varierer mellom ulike grupper på individnivå. Utfordringen er at det finnes en rekke forskjellige definisjoner av yrkesavgang og ulike metoder for å måle tidspunkt og alder for når avgangen finner sted (f.eks. Bjørnstad 2019; Denton & Spencer 2009; Eyjólfsdóttir, Baumann, Agahi & Lennartsson 2021). Komplexiteten har dessuten økt ved at andre veier ut av arbeidslivet enn den mer tradisjonelle dikotome overgangen fra fulltids yrkesaktiv til fulltids pensjonist har blitt mer vanlig, som nedtrapping, tilbakevending og overgangsjobber (Cahill, Giandrea & Quinn 2015; Kantarci & Van Soest 2008). Når yrkesavgang i stadig større grad er en prosess bestående av flere overganger (Beehr & Bowling 2013; Tang & Burr 2015) blir det vanskeligere å identifisere et nøyaktig avgangstidspunkt.

For Norges del har pensjonsreformen bidratt til ytterligere variasjon. I det nye pensjonssystemet er alderen for uttak av pensjon gjort fleksibel mellom 62 og 75 år på actuarielt nøytrale vilkår.<sup>2</sup> Det har samtidig blitt mulig fritt å kombinere pensjonsutbetaling fra folketrygden med yrkesinntekt. Beslutningen om å trekke seg helt eller delvis tilbake er nå formelt sett uavhengig av beslutningen om å starte uttaket av alderspensjon. Primært er det tidspunktet for tilbaketrekking fra arbeidslivet som har statsfinansielle og samfunnsøkonomiske konsekvenser, mens tidspunktet for uttak av pensjon i prinsippet kun har betydning for hvordan den enkelte disponerer sin opptjente pensjonsformue. At yrkesavgang ikke lenger er ensbetydende med pensjonering, har gjort det enda mer krevende å definere når livet som yrkesaktiv slutter og fasen som fulltids pensjonist starter.

Å kunne måle tidspunktet for avgang fra arbeidslivet er viktig av flere grunner. Det er nyttig for å kunne studere endringer i avgangsalder over tid, for å undersøke virkninger av politikk rettet mot økt sysselsetting og for å avdekke forskjeller på tvers av ulike grupper. Måling av avgangsalder er også av sentral interesse for å kunne studere årsaker til – og konsekvenser av – (tidlig eller sen) yrkesavgang, som for eksempel sammenhengen mellom arbeidsmiljø og tidspunkt for avgang (bl.a. Carr mfl. 2016; Thorsen, Jensen & Bjørner 2016) eller effekter av avgang på ulike helse mål (f.eks. Hernæs, Markussen, Piggott & Vestad 2013; Rijs, Cozijnsen & Deeg 2012). Formålet med denne artikkelen er å redegjøre for ulike fremgangsmåter for å fastslå individers tidspunkt for avgang fra yrkeslivet, og å undersøke hvilken betydning det kan ha for målingen av avgangsalderen om vi velger én metode framfor en annen. Vi vil også undersøke hvorvidt det oppstår systematiske forskjeller avhengig av valg av fremgangsmåte i den forstand at visse grupper (for eksempel oppdelt etter utdanning og kjønn) er tilbøyelige til å få et tidligere eller senere avgangstidspunkt med én metode enn de ville fått med en annen. Dataene vi legger til grunn kommer fra Den norske studien av livsløp, aldring og generasjon (Veenstra mfl. 2021).

1 Arbeidet med denne artikkelen er finansiert av Norges forskningsråd gjennom prosjektene Shades of Grey (prosjektnr. 301296) og TRILL (prosjektnr. 301958).

2 Det vil si at jo lenger en utsetter uttaket av pensjon, desto høyere blir de årlige ytelsene, slik at summen av ytelser en kan forvente å motta over livet blir den samme uansett valg av uttakstidspunkt.

## Hva er yrkesavgang og når finner den sted?

### Definisjoner av yrkesavgang

For å kunne identifisere tidspunkt eller alder for avgang fra arbeidslivet er det først nødvendig å definere hva yrkesavgang er. Opp igjennom årene har en rekke forskere påpekt at det ikke finnes noen klar definisjon. Begrepet har blant annet blitt beskrevet som vagt og uklart (Donahue, Orbach & Pollak 1960), tvetydig (Irelan & Bell 1972) og uunngåelig utydelig (Denton & Spencer 2009). I alle de nevnte publikasjonene dreier det seg om det engelske ordet «retirement» som opprinnelig betyr å trekke seg helt tilbake, men ifølge Ekerdt og DeViney (1990) er det å forlate arbeidslivet fullstendig bare en av fem alternative betydninger av termen. De øvrige fire er å slutte i en karrierestilling, redusere arbeidsinnsatsen, begynne å ta ut pensjon eller vurdere seg selv som «retired». Alle disse betydningene går igjen i en oversiktsartikkel fra 2009 der Denton og Spencer viser hvordan «retirement» har blitt definert i praksis i til sammen 46 studier publisert i perioden 1982 til 2007. Konklusjonen deres er at ingen av definisjonene dominerer forskningsfeltet og at det virker å være helt opp til den enkelte forsker hvordan han eller hun velger å gå fram.

For Norges del har det vært vanlig å bruke ordet pensjonering – som viser til det å få eller ta ut pensjon – for å beskrive eldres avgang fra arbeidslivet (se f.eks. Holmøy 2002, Midtsundstad 2006, Solem 2001). Grunnen er antakelig at uttak av pensjon som regel var ensbetydende med å slutte i arbeid. Etter hvert, og ikke minst med pensjonsreformens muligheter for å kombinere yrkes- og pensjonsinntekter fritt, er ikke termen pensjonering like hensiktsmessig som før, og det er viktig å skille uttak av pensjon fra yrkesavgang (Solem 2012). Bruk av termen yrkesavgang er dog heller ikke uproblematisk da det også kan bety en midlertidig overgang til for eksempel arbeidsledighet eller uføretrygd.

Det at definisjonen av begrepet «retirement» – på norsk pensjonering eller yrkesavgang – er uklar, bidrar også til ulike framgangsmåter når det gjelder operasjonalisering av tidspunkt for når individer forlater arbeidslivet og beregning av avgangsalder. Videre gir forskjellige typer data ulike metoder. I tillegg har analysenivå betydning for hvordan en går fram, nærmere bestemt om formålet er å fastsette tidspunkt og alder for yrkesavgang på befolkningsnivå eller på individnivå. I denne artikkelen står sistnevnte i fokus. Vi vil likevel starte med å omtale kort enkelte metoder som benyttes for målinger på befolkningsnivå, før vi beskriver mer detaljert ulike metoder for å identifisere tidspunkt og alder for avgang på individnivå.

### Fastsettelse av yrkesavgang på befolkningsnivå

En metode for å måle det typiske avgangstidspunktet er å følge en eller flere fødselskohorter over tid til alle har forlatt arbeidslivet (for å beregne gjennomsnittsalder) eller til halvparten har gjort det (medianalder). Ved måling av avgangstidspunkt og -alder på befolkningsnivå er det imidlertid ikke alltid nødvendig å gå omveien via en fastsetting av avgangstidspunkt på individnivå. Bjørnstad (2019) har beskrevet ulike framgangsmåter der hovedformålet er å kunne si noe om den typiske alderen for yrkesavgang i befolkningen. Et eksempel på en slik genuint aggregert framgangsmåte er å ta utgangspunkt i differansen i sysselsettingsrater mellom to påfølgende kalenderår for hvert fødselskull og deretter bruke disse differansene til å lage anslag på den forventede (gjennomsnittlige eller mediane) avgangsalderen etter samme prinsipper som brukes ved beregning av forventet levealder basert på tverrsnittsdata om den aldersspesifikke dødeligheten i et bestemt år. En tar da gjerne utgangspunkt i individer som var aktive i arbeidsmarkedet ved fylte 50 år, og lar samtidig alle som fortsatt

var i arbeid ved fylte 80 år trekke seg tilbake i løpet av det påfølgende kalenderåret.<sup>3</sup> Med en slik metode trengs det kriterier for å avgjøre om en person er yrkesaktiv eller ikke ved et bestemt tidspunkt, med henblikk på å beregne de aggregerte sysselsettingsratene, mens selve tidspunktet for den enkeltes eventuelle tilbaketrekking fra arbeidslivet ikke blir forsøkt målt. Denne metoden kan gi forskjellig utslag avhengig av hvor strenge kriterier det er brukt for å bli klassifisert som henholdsvis yrkesaktiv og yrkespassiv ved et gitt tidspunkt. Det kan være snakk om bruk av surveydata der respondentene er spurt om sin aktuelle yrkesstatus, eller bruk av registerdata der for eksempel størrelsen på yrkesinntekten anvendes som kriterium. Uansett vil terskelverdiene som benyttes ha betydning for målingen av det aggregerte avgangstidspunktet.

**Operasjonaliseringer av tidspunkt for yrkesavgang på individnivå: surveydata**  
 Når det gjelder fastsettelse av tidspunktet for yrkesavgang på individnivå, er surveydata den mest utbredte datakilden, i hvert fall internasjonalt (se f.eks. Carr mfl. 2016; Rijs, Cozijnsen & Deeg 2012; Stoiko & Strough 2019; van Solinge & Henkens 2010). En vanlig framgangsmåte er da å ta utgangspunkt i longitudinelle undersøkelser som følger samme individer over tid, og så studere endringer i yrkesstatus mellom to eller flere runder med datainnsamling. Carr og kolleger (2016) valgte for eksempel å definere avgang fra betalt arbeid ut fra en reduksjon i antall (selvrapporterte) arbeidstimer fra én runde av den engelske aldringsstudien ELSA (English Longitudinal Study of Ageing) til neste fra mer enn én time per uke til null timer. De var først og fremst opptatte av å stadfeste om yrkesavgang hadde funnet sted i den mellomliggende perioden og identifiserte derfor ikke noe presist tidspunkt for avgangen. Det hadde derimot Rijs, Cozijnsen og Deeg (2012) til hensikt å gjøre, basert på data fra den nederlandske studien Longitudinal Aging Study Amsterdam. De startet med å definere yrkesavgang ved å se på endring i antall selvrapporterte arbeidstimer fra minst åtte timer per uke i første runde (baseline) til mindre enn åtte timer tre år senere. For dem innebar altså en arbeidsinnsats på inntil sju timer at en avgang hadde funnet sted. Deretter beregnet de avgangsalderen ved hjelp av surveyopplysninger om fødselsår og -måned, samt spørsmål om avgangsår og -måned. Van Solinge og Henkens (2010) derimot, tok ikke hensyn til antall arbeidstimer, men baserte seg på respondentenes svar på spørsmål om de hadde forlatt arbeidsmarkedet i løpet av de fem årene som hadde gått mellom to datainnsamlingsrunder av en nederlandsk studie om yrkesavgang og pensjonsuttak. Tidspunktet for avgangen ble så definert ut fra et oppfølgingsspørsmål om avgangsår og -måned.

I eksemplene over er det uklart hva som gjøres med avgangstidspunktet for respondenter som eventuelt øker sin deltakelse i det betalte arbeidsmarkedet etter først å ha redusert den i en periode. Her er derimot Stoiko og Strough (2019) tydelige. Ved hjelp av data fra den amerikanske Health and Retirement Study satte de avgangstidspunktet til måneden og året deltakerne (50 år og eldre) oppga var første gang de hadde forlatt arbeidsmarkedet. Reversert avgang (tilbakevending) og overgangsjobber ble altså ikke tatt i betraktning i deres operasjonalisering.

I studiene referert til så langt bestemmes tidspunktet for yrkesavgang ut fra spørsmål om selvrapportert yrkesaktivitet/-passivitet og/eller antall arbeidstimer. I den svenske studien HEARTS (Health and Retirement Transitions in Sweden) blir deltakerne derimot først spurt om de har gått av med pensjon: «Har du gått i pensjon (börjat ta ut ålderspension)»? I tillegg

3 En røffere variant av denne metoden er å bruke differansene i sysselsettingsrater mellom successive alderstrinn hentet fra ett kalenderår. Her er imidlertid risikoen at differansen i sysselsettingsraten mellom to alderstrinn er negativ.

til 'nei', er det tre ja-alternativer: «Ja, men fortsatt yrkesverksam och oppfattar mig själv inte som pensionär», «Ja, fortsatt yrkesverksam men oppfattar mig själv som pensionär» og «Ja, pensionär på heltid» (Hansson 2020). Basert på denne datakilden valgte Henning og kolleger (2019) å kode de to siste alternativene som yrkesavgang, mens Hansson mfl. (2018) kun tok med det siste alternativet da de identifiserte hvem som hadde forlatt arbeidslivet (de to midterste kategoriene definerte de som overgangsjobb). Datainnsamlingene i HEARTS-studien gjentas hvert år, og avgangsåret settes til det året endringen fant sted ut fra henholdsvis det videre og det snevrere kriteriet for yrkesavgang.

Operasjonaliseringer av tidspunkt for yrkesavgang på individnivå: registerdata  
I land der forskere har tilgang til data fra offentlige registre, er det vanligere å bruke denne type opplysninger for å måle tidspunkt og alder for yrkesavgang på individnivå framfor å basere seg på surveydata. Registerdata byr imidlertid også på en rekke ulike operasjonaliseringsmuligheter (Eyjólfsdóttir mfl. 2021).

En mye brukt framgangsmåte i studier fra Sverige er å kombinere opplysninger om yrkesinntekt med informasjon om uttak av pensjon. Avgangstidspunktet fastsettes her til det året inntektene fra pensjon utgjør minst halvparten av den årlige totalinntekten (f.eks. Barban, de Luna, Lundholm, Svensson & Billari 2017; Kridahl & Kolk 2018; Kridahl & Silverstein 2020; Qi, Helgertz & Bengtsson 2018; Svensson, Lundholm, de Luna & Malmberg 2015) eller alternativt minst 80 prosent (Palme & Svensson 2004; Örestig, Strandh & Stattin 2013). Pensjonsinntektene inkluderer som oftest også uførepensjon, med unntak av Örestig mfl. (2013) som valgte å ekskludere personer med uførepensjon fra analyseutvalget.

Palme og Svensson (2004) har i tillegg beskrevet en alternativ metode for fastsettelse av tidspunkt for yrkesavgang der det kun tas hensyn til endringer i yrkesinntekt. Samme framgangsmåte er også brukt av Johansson, Laun og Palme (2016). Her defineres en person som å ha forlatt arbeidslivet når yrkesinntekten faller til et nivå under «basbeloppet» i det svenske pensjonssystemet.<sup>4</sup> I begge tilfeller, enten avgangstidspunktet beregnes ut fra forholdet mellom yrkes- og pensjonsinntekter eller ut fra nivået på yrkesinntekten alene, er sannsynligheten stor, ifølge Palme og Svensson (2004), for at avgangen fra arbeidslivet finner sted det foregående året. De setter derfor avgangsåret til året *før* pensjonsinntektene utgjør 80 prosent eller mer av totalinntekten, eller, alternativt, året forut for fallet i yrkesinntekten til under «basbeloppet». En ytterligere spesifisering hos Palme og Svensson er at inntektssituasjonen må forbli like lav, eller lavere, i de påfølgende årene som det foreligger data for. Det vil si at skulle inntekten stige igjen, vil ikke personen kunne anses som å ha forlatt arbeidslivet. Dette står i motsetning til Stoiko og Stroughs (2019) operasjonalisering, referert til over, der avgangstidspunktet ble satt til første gang individene gikk ut av arbeidsmarkedet. Johansson, Laun og Palme (2016) valgte å gjøre en presisering der kun inntekten for de to påfølgende årene etter avgangen tas i betraktning. De fastsatte altså yrkesavgangen til året før inntekten falt til under ett grunnbeløp dersom nedgangen var etterfulgt av minst to år med manglende eller svært lave yrkesinntekter (eventuelt bare ett år hvis informasjon for de to påfølgende årene ikke er tilgjengelig). For en person der nedgangen i yrkesinntekt viser seg å være midlertidig, fastsettes i stedet avgangen til det tidspunktet der en etterfølgende nedgang forblir permanent.

Også i Norge har ulike framgangsmåter blitt brukt for å fastsette avgangstidspunkt ved hjelp av registerdata. For eksempel identifiserte Blekesaune og Solem (2005) avgangsåret

4 Det svenske «basbeloppet» har tilsvarende funksjon som grunnbeløpet (G) i den norske folketrygden, men er vesentlig lavere i kroneverdi.

basert på registeropplysninger om yrkesinntekt. Dersom yrkesinntekten oversteg en sum som tilsvarte US\$12,000 i to påfølgende år for deretter å falle til under US\$9,000 (1995-tall, prisjustert for de andre årene), ble personen ansett for å ha forlatt arbeidslivet. Tidspunktet for avgangen ble satt til slutten av året før inntektsfallet. Hvis inntektsreduksjonen ble etterfulgt av mottak av uførepensjon, ble avgangen klassifisert som helseavgang. I en senere studie valgte Blekesaune og Skirbekk (2012) en helt annen fremgangsmåte. Her ble tidspunktet for avgang identifisert ved hjelp av registeropplysninger om oppstart av pensjonsuttak (for perioden 2002 til 2007). Herlofson og Hellevik (2019) tok også utgangspunkt i pensjonsuttak, nærmere bestemt uttak tilsvarende full dekningsgrad (for årene 2008–2010). De la imidlertid i tillegg inn et krav om at yrkesinntekten (målt ved hjelp av registeropplysninger) måtte ha falt til 0 eller tilnærmet 0 ( $\leq 30\,000$  kr.) i løpet av den aktuelle perioden for at individene skulle bli ansett for å ha forlatt arbeidslivet. Hernæs mfl. (2013) fulgte på sin side en prosedyre der avgangstidspunktet ble fastsatt på månedsnivå og definert som måneden før vedkommende første gang ble registret med enten en (estimert) yrkesinntekt som hadde falt til et nivå under ett grunnbeløp (1G) på årsbasis eller med mottak av en inntektserstattende pensjon eller trygd.<sup>5</sup> Analysene deres var basert på registerdata og dekker perioden fram til og med 2010, altså rett før pensjonsreformen trådte i kraft. En beslektet framgangsmåte er beskrevet av Blekesaune og Hansen (2021). Her bruker forfatterne registropplýsninger om sammensettingen av den årlige inntekten og fastsetter tidspunktet for yrkesavgang til kalenderåret der pensjonsinntekten (inkludert uføretrygd) for første gang overstiger yrkesinntekten (inkludert sykepenger og visse andre korttidstrygder). Analysen dekker perioden 2007–2017 og inkluderer dermed både årene før og etter pensjonsreformen.

### Yrkesavgang før og etter pensjonsreformen

Under det gamle pensjonssystemet kunne oppstart av pensjonsuttak fungere rimelig godt som indikator på (den gjerne samtidige) avgangen fra yrkeslivet. Etter pensjonsreformen i 2011 er det mulig fritt å kombinere yrkes- og pensjonsinntekt. Målinger av avgangstidspunkt som kombinerer opplysninger om yrkesinntekt og uttak av alderspensjon, eller kun tar hensyn til pensjonsuttak, er derfor ikke lenger like hensiktsmessige. Tall fra NAV viser at ved utgangen av 2018 kombinerte nesten seks av ti alderspensjonister i aldersgruppen 62–66 år uttaket av pensjon med yrkesaktivitet (Bjørnstad 2019). Oppstart av pensjonsuttak, som Blekesaune og Skirbekk (2012) tok utgangspunkt i, trenger altså ikke lenger å være knyttet til yrkesavgang, og har derfor ikke samme nytte som proxy for avgangstidspunktet som tidligere. Framgangsmåten til Hernæs og kolleger (2013) der tidspunktet for avgang ble satt til den siste måneden en person hadde vanlig yrkesinntekt *uten* mottak av pensjon, er heller ikke like velegnet som før. For å kunne si noe om tidspunkt for yrkesavgang etter pensjonsreformen, bør derfor andre metoder benyttes, og da fortrinnsvis metoder som ikke tar hensyn til pensjonsuttak. Dette vil vi komme nærmere inn på nedenfor i beskrivelsen av analyseopplegget vi har valgt å følge her.

### Data, operasjonaliseringer og analyseopplegg

Formålet med analysene i denne artikkelen er å illustrere hvordan ulike framgangsmåter kan gi forskjellige resultater med hensyn til alder for yrkesavgang. Vi vil også undersøke hvorvidt valg av målemetode kan føre til systematiske forskjeller i avgangstidspunktet for ulike grupper i befolkningen.

5 Bekrivelsen som er gitt av prosedyren er noe knapp og ikke helt utvetydig.

## Den norske studien av livsløp, aldring og generasjon

Dataene vi bruker kommer fra Den norske studien av livsløp, aldring og generasjon (NorLAG).<sup>6</sup> NorLAG er en longitudinell studie som følger individer født i perioden 1922–1966 over tid. Så langt har det blitt gjennomført tre runder med innsamling av survey-data (i 2002/03, 2007/08 og 2017) med påkoblede årlige registeropplysninger. Deltakelse og registerkoblinger er basert på informert samtykke. En vanlig utfordring i longitudinelle aldringsstudier er selektivt frafall. Personer med høyere utdanning og god egenvurdert helse er generelt mer tilbøyelig til å delta i surveyer enn de med lav utdanning og dårlig helse, og tendensen forsterkes når respondentene intervjues i flere runder. Dette gjelder også for NorLAG (se Veenstra mfl. (2021) for nærmere beskrivelse).

Her vil vi benytte surveydata fra andre (NorLAG2) og tredje (NorLAG3) runde, samt registerdata for perioden 2002–2017. I NorLAG2 deltok et landsrepresentativt utvalg bestående av 9238 respondenter (svarprosent 61 %). Av disse ble 5711 også med i NorLAG3.<sup>7</sup> NorLAG3-utvalget består i tillegg av 388 NorLAG1-respondenter som ikke deltok i NorLAG2 (N = 6099, svarprosent 68 %). De påkoblede registerdataene vi benytter kommer fra inntekts- og formuesstatistikken til Statistisk sentralbyrå.

## To ulike operasjonaliseringer av tidspunkt for yrkesavgang

Vi legger til grunn en definisjon av yrkesavgang som innebærer en varig avgang fra det betalte arbeidslivet. Dette betyr at vi også regner avgang via arbeidsledighetstrygd eller uføretrygd som avgang dersom denne viser seg å være permanent. Vi vil bruke to alternative datakilder for å operasjonalisere yrkesavgang: 1) respondentenes selvrappotering av årstall for når de sist var i inntektsgivende arbeid (oppgitt i telefonintervju i NorLAG3) og 2) registeropplysninger om NorLAG-deltakernes yrkesinntekter (som inkluderer lønnsinntekter, næringsinntekter, sykepenger og dagpenger) for perioden 2002–2017.

Operasjonalisering ut fra surveydata: NorLAG3-deltakere som ikke lenger var i inntektsgivende arbeid, det vil si at de ikke hadde inntektsgivende arbeid av minst en times varighet sist uke (eller var midlertidig fraværende), fikk et oppfølgingsspørsmål om når, dvs. årstallet, de sist var i jobb. Ved å trekke respondentenes fødselsår fra dette årstallet, får vi avgangsalder i det første alternativet.

Operasjonalisering ut fra registerdata: I den andre framgangsmåten tar vi utgangspunkt i metoden beskrevet av Palme og Svensson (2004), og studerer endringer i de årlige yrkesinntektene. Avgangen fastsettes til det året yrkesinntekten faller til under grunnbeløpet (1G) i folketrygden.<sup>8</sup> I likhet med den nevnte studien fra Sverige har også vi kun årlige opplysninger om inntekt, noe som betyr at vi ikke vet presis når på året avgangen skjedde. Siden det er store muligheter for at en person vil tjene mer enn ett grunnbeløp det året vedkommende går av (med mindre avgangen finner sted helt i starten av året), bestemte Palme og Svensson

6 Versjon 3: [https://doi.org/10.18712/norlag\\_v3](https://doi.org/10.18712/norlag_v3).

7 Til sammen 1005 respondenter gikk bort i perioden mellom NorLAG2 og NorLAG3.

8 I 2017 utgjorde ett grunnbeløp (per 1. mai) 93 634 NOK. Se <https://www.skatteetaten.no/satser/grunnbelopet-i-folketrygden/> for verdien av grunnbeløpet for de øvrige årene med registerdata (2002–2016). Vi vurderte også en lavere inntektsgrense på et halvt grunnbeløp. Ved å se respondentenes inntekter (register) opp mot hva de oppga i surveyen som sin hovedaktivitet, fant vi at blant de med en yrkesinntekt på mellom 50 000 og 100 000 NOK i 2017 var andelen som anså seg som pensjonister vesentlig større enn andelen som svarte de var yrkesaktive, mens styrkeforholdet var motsatt blant de som tjente fra 100 000 til 150 000 NOK. På denne bakgrunnen konkluderte vi med at 1G virket som en riktigere grense.

(2004) seg for å sette avgangen til året forut for inntektsfallet. Vi bruker en litt annen metode der vi studerer utviklingen i yrkesinntekten i de to årene før denne havner under 1G for å identifisere når nedgangen startet og avgjøre om det virker mest rimelig å sette avgangstidspunktet til året før, eller til samme året som, inntektsfallet finner sted.<sup>9</sup> I likhet med studien referert til over, setter vi som krav at yrkesinntekten må forbli like lav eller lavere (dvs. under 1G) de to påfølgende årene. Dette kravet bortfaller av praktiske grunner for individer med avgangsårs 2016 og 2017 (som gjør avgangsåret litt mer usikkert for disse). Vi har også som krav at inntekten ikke skal stige igjen til over 1G på et senere tidspunkt. Da regnes respondenten som yrkesaktiv til et eventuelt nytt inntektsfall. Framgangsmåten betyr at det er den siste gangen inntekten kommer under 1G i tidsrommet som dekkes av våre data som blir tellende. Når avgangsårs er etablert, trekker vi fra fødselsåret for å bestemme alder for yrkesavgang i alternativ nummer to.

### Analyseopplegg og -utvalg

I den første analysen, der vi sammenlikner fordelingen på avgangsårs ut fra de to operasjonaliseringene beskrevet over, tar vi utgangspunkt i hele NorLAG3-utvalget – også de som fortsatt er yrkesaktive på intervju tidspunktet. Deretter snevrer vi inn analyseutvalget til å gjelde de som har fått et konkret avgangsårs (mellom 2002 og 2017) i begge operasjonaliseringene, slik at vi kan beregne avgangsalder og undersøke samsvar/avvik mellom resultatene fra de to metodene ( $n = 1710$ ). I de avsluttende regresjonsanalysene, der formålet er å undersøke om valg av fremgangsmåte gir systematisk forskjellige resultater for visse befolkningsgrupper, begrenser vi analyseutvalget ytterligere til kun å omfatte NorLAG3-deltakere i alderen 60–75 år. Aldersavgrensningen gjøres for å øke sannsynligheten for at avgangen skyldes overgang til et liv som fulltids pensjonist. Vi vil her også se på kjennetegn ved tidligere arbeid, noe som innebærer at respondentene må ha deltatt i NorLAG2 og de må ha vært yrkesaktive den gangen ( $n = 960$ ).

I regresjonsanalysene undersøker vi 1) om det for noen grupper er større diskrepans i målingen av avgangsalder avhengig av hvilken av de to operasjonaliseringene som brukes, og 2) om de eventuelle forskjellene for bestemte grupper har en tendens til å gå i en bestemt retning. I den første analysen er den avhengige variabelen todelt og måler om avgangsalderen blir lik (0) eller forskjellig (1) avhengig av om den måles med survey- eller registerdata («nominelt avvik»). I andre analyse tar vi også hensyn til om avviket går i positiv eller negativ retning («absolutt avvik»), og får dermed en tredelt avhengig variabel. Negativ verdi (–1) betyr at registerdataene gir en tidligere avgangsalder enn surveydataene, positiv verdi (1) at opplysningene fra register gir en senere avgangsalder, mens 0 også her betyr samsvar i resultatet.<sup>10</sup> Foruten karakteristika som respondentenes kjønn, alder og utdanning, inkluderer de uavhengige variablene i analysene kjennetegn ved den tidligere jobben deres: om de arbeidet heltid eller deltid, og om de var ansatt i offentlig eller privat sektor eller var selvstendig næringsdrivende. I tillegg har vi med en variabel for årstallet for yrkesavgangen ut fra en tanke om at hvor lenge dette er siden kan ha betydning for nøyaktigheten i svarene som gis på det retrospektive surveysspørsmålet i NorLAG3 (2017) om når respondentene

9 Respondentene defineres å gå av samme året som de synker under 1G dersom inntekten året før enten er høyere enn, eller ikke mer enn 0,2G lavere enn, året før der igjen. Vi tolker et slikt mønster som at de jobber ut hele dette siste året og går av i begynnelsen av det påfølgende året (når inntekten faller under 1G).

10 Vi har valgt å bruke forenklete varianter av disse to variablene fremfor å bruke all informasjon om størrelsen på de nominelle og absolutte avvikene. Vi gjorde dette for å unngå at resultatene skal bli drevet av enheter med spesielt store avvik (i hhv. nominell og absolutt forstand). En robusthetssjekk viste imidlertid at dette valget ikke ga store utslag på resultatene.



sist var i arbeid. Variabelen er operasjonalisert som dummyvariabler, med referansekategorien 'før 2011', og en todeling av det resterende tidsrommet i 2011–2014 og 2015–2017 (tidspunktet bestemt ut fra registerdata).

## Resultater

I tabell 1 viser vi fordelingene på avgangår med de to framgangsmåtene basert på henholdsvis survey- og registerdata. Tabellen inkluderer også andelene som framstår som yrkesaktive på intervjutidspunktet i NorLAG3 – enten fordi de selv oppga i telefonintervjuet å ha hatt arbeid av minst en times varighet siste uke (eller midlertidig fraværende), eller fordi de ifølge registeropplysninger hadde en yrkesinntekt som oversteg 1G det året.

**Tabell 1.** Fordeling på avgangår avhengig av om operasjonaliseringen er basert på survey- eller registerdata (prosent og prosentdifferanse)

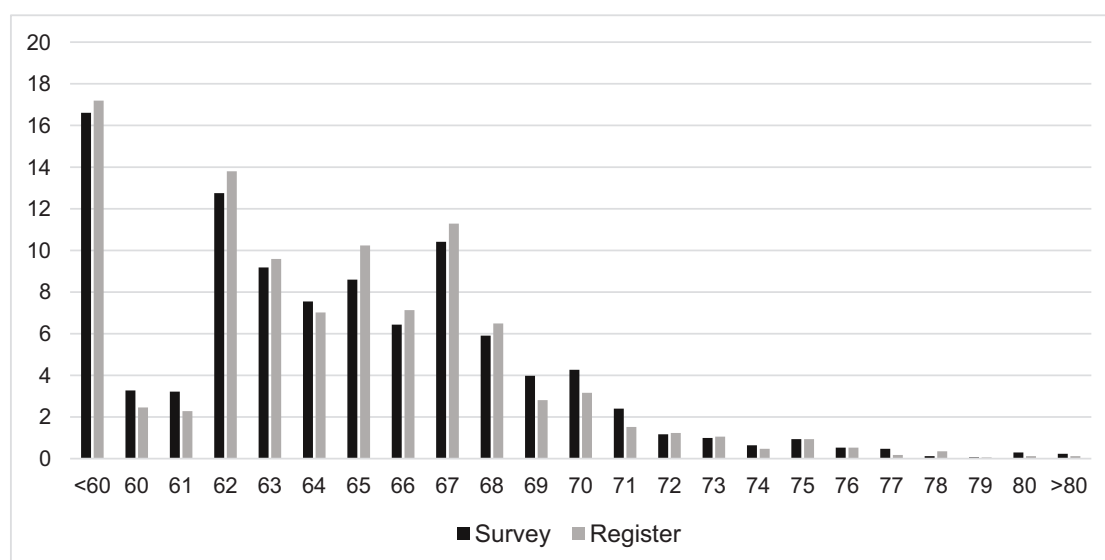
	Survey (%)	Register (%)	Differanse <sup>a</sup> (prosentpoeng)
Avgangår før 2002	11,7	14,9	3,2
2002	1,6	1,9	0,3
2003	1,3	1,2	-0,1
2004	1,3	1,9	0,6
2005	1,4	2,0	0,6
2006	1,7	1,9	0,2
2007	2,9	2,3	-0,6
2008	1,5	2,3	0,8
2009	1,7	2,1	0,4
2010	2,3	2,5	0,2
2011	2,1	2,1	0,0
2012	2,3	2,4	0,1
2013	2,4	2,8	0,4
2014	3,0	2,9	-0,1
2015	3,5	2,9	-0,6
2016	3,8	4,0	0,2
2017	1,3	1,0	-0,3
Fremdeles yrkesaktiv i 2017	51,2	47,2	-4,0
Missing/random	2,8	1,8	-1,0
Total	100,0	100,0	
N	6099	6099	

<sup>a</sup> Prosenten for registerdata minus prosenten for surveydata.

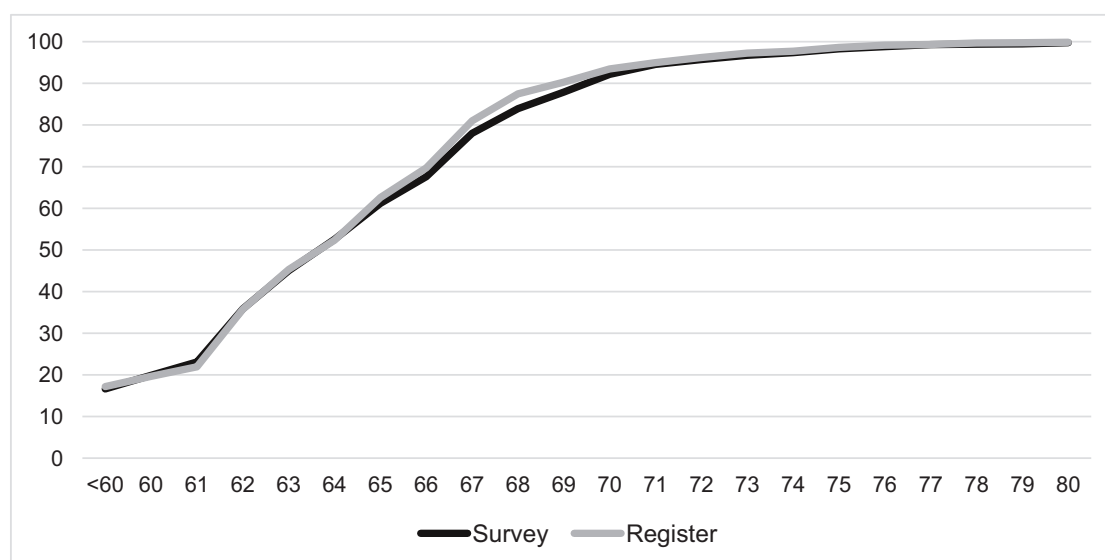
Alt i alt er forskjellene mellom fordelingene basert på survey- og registerdata relativt små. Differanser på mer enn ett prosentpoeng finner vi for det å ha et avgangår før 2002, å være fremdeles yrkesaktiv i 2017 eller å ha et missing/random mønster. Ifølge surveydataene hadde 11,7 prosent av utvalget avgang før 2002 sammenliknet med 14,9 prosent for beregningen basert på registerdata, en forskjell på 3,2 prosentpoeng. Siden vi ikke har registeropplysninger for årene før 2002, kan vi ikke vite når yrkesinntekten falt til under 1G dersom dette skjedde tidligere. Det vi vet er at yrkesinntekten i 2002 – og i de påfølgende årene – var under denne verdien. Når det gjelder andelen som fortsatt var yrkesaktiv i 2017, ser vi at denne er 4 prosentpoeng høyere ut fra survey- enn ut fra registerdataene (51,2 mot 47,2 %). Andelene missing/random (henholdsvis 2,8 og 1,8 %) inkluderer respondenter som enten

ikke har oppgitt noe avgangsår (surveydata) eller mangler registeropplysninger, alternativt har et såpass utydelig mønster at det er vanskelig å si ut fra registerdataene om de er yrkesaktive eller ikke, og når de i så fall forlot arbeidslivet.

For respondenter med avgangsår i perioden 2002–2017 har vi bestemt avgangsalder ut fra fødselsåret deres. Figur 1 viser fordelingen etter avgangsalder basert på de framgangsmaatene, og figur 2 de kumulative prosentene. Vi ser at forskjellene i avgangsrater ved hvert alderstrinn er relativt små, og de fremtrer som enda mer beskjedne når vi viser den kumulative fordelingen (figur 2). De to linjene følger hverandre tett, med et lite unntak rundt 67–68-årsalderen. Mens andelen som har gått av innen fylte 68 år er på 83,9 prosent dersom vi baserer oss på surveydata, er den på 87,5 prosent når vi bruker data fra inntektsregisteret, altså en forskjell på 3,6 prosentpoeng. Gjennomsnittlig avgangsalder er 63,5 år med surveydata og 63,4 år med registerdata.

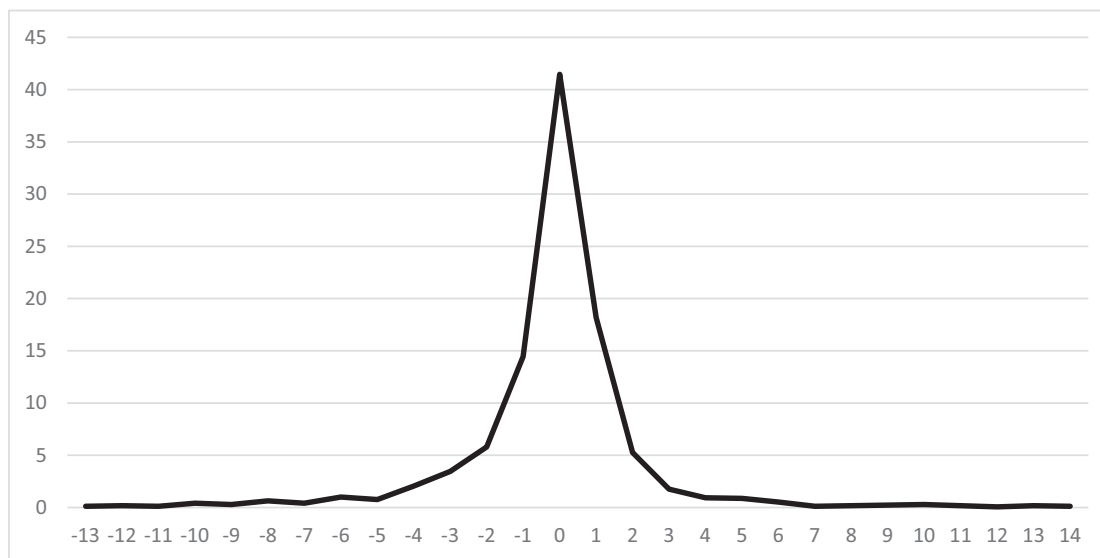


**Figur 1.** Avgangsalder beregnet ut fra surveydata og registerdata (prosent), n = 1710



**Figur 2.** Avgangsalder beregnet ut fra surveydata og registerdata (kumulativ prosent), n = 1710

Figurene over kan sies å vise et imponerende høyt samsvar mellom avgangsaldrerne slik de her er beregnet ut fra survey- og registerdata. Så langt kunne en altså fristes til å tenke at det ikke spiller noen stor rolle hvilken operasjonalisering som velges. Resultatene gjelder vel og merke på aggregert nivå. Ser vi i stedet på avgangsalder på individnivå, blir bildet ganske annerledes (figur 3). Kun fire av ti respondenter (41 %) får samme avgangsalder med de to framgangsmåtene. For resten av utvalget har 33 prosent et avvik på pluss/minus ett år, 11 prosent pluss/minus to år, mens 15 prosent har avvik på mer enn to år. Det er omtrent like vanlig at registerdataene gir senere avgangsalder sammenliknet med surveydataene som at det gir tidligere avgangsalder (29 mot 30 %).



**Figur 3.** Differanse i avgangsalder (register minus survey), n = 1710

Et interessant spørsmål er så om det er tegn til systematisk variasjon i avviket, det vil si om diskrepansen mellom de to fremgangsmåtene er større for noen grupper enn for andre. Og er det slik at avvikene for enkelte grupper tenderer å gå i en bestemt retning – har noen en større sannsynlighet for å få en tidligere eller senere avgangsalder med den ene framgangsmåten framfor den andre? For å undersøke dette gjør vi to regresjonsanalyser, der den avhengige variabelen i den første er en såkalt dummyvariabel som bare ser på om det er avvik eller ikke («nominelt avvik»), mens den avhengige variabelen i den andre er tredelt slik at den også tar hensyn til om et eventuelt avvik er negativt eller positivt («absolutt avvik»). Som beskrevet over, tar vi utgangspunkt i NorLAG3-respondenter i alderen 60 til 75 år som også deltok i NorLAG2 og da var yrkesaktive. Utvalget (n = 960) har en gjennomsnittsalder på 68 år og består av 45 prosent menn og 55 prosent kvinner. 38 prosent har høyere utdanning (universitets- eller høyskolenivå). Mer enn halvparten av utvalget (51 %) var ansatt i offentlig sektor da de ble intervjuet i NorLAG2, mens 42 prosent tilhørte privat sektor og 7 prosent var selvstendig næringsdrivende. Videre arbeidet 71 prosent heltid. Den siste variabelen vi har tatt med er avgangsårs (målt ved hjelp av registerdata).<sup>11</sup> 29 prosent

<sup>11</sup> Vi har altså her valgt å legge den registerbaserte målingen av avgangstidspunktet til grunn. Vi har inkludert variabelen ut fra en hypotese om at det kan være spesielt problematisk å bruke det selvrapporterte avgangstidspunktet når avgangen ligger et stykke tilbake i tid, og da er det naturlig å bruke den registerbaserte målingen som utgangspunkt.

av utvalget er registrert med avgang før 2011, 41 prosent mellom 2011 og 2014, mens de resterende 30 prosent gikk av mellom 2015 og 2017.

**Tabell 2.** Nominelt og absolutt avvik mellom avgangsalder beregnet ut fra survey- og registerdata avhengig av ulike bakgrunnsvariabler (OLS regresjoner, ustandardiserte B-koeffisienter)

	Nominelt avvik <sup>a</sup>	Absolutt avvik <sup>b</sup>
Mann	,078*	,043
Alder i 2017 (ref.kat. 60–63 år)		
64–67 år	–,103	–,162
68–71 år	–,123*	–,188*
72–75 år	–,101	–,200*
Høy utdanning (universitet/høyskole)	–,043	–,065
Heltidsarbeid i 2007	–,118**	,027
Arbeidstilknytning i 2007 (ref.kat. offentlig ansatt)		
Privat ansatt	,079*	,049
Selvstendig næringsdrivende	,280***	,052
Avgangstidspunkt <sup>c</sup> (ref.kat. før 2011)		
2011–2014	–,048	,169**
2015–2017	–,159***	,364***
<b>Konstant</b>	<b>,712***</b>	<b>–,033</b>
<b>Adj. R<sup>2</sup></b>	<b>0,053</b>	<b>0,047</b>
<b>N</b>	<b>960</b>	<b>960</b>

<sup>a</sup> Nominelt avvik: 0 = register- og surveydata gir lik avgangsalder, 1 = register- og surveydata gir forskjellig avgangsalder.

<sup>b</sup> Absolutt avvik: 0 = register- og surveydata gir lik avgangsalder, –1 = registerdata gir tidligere avgangsalder enn surveydata, 1 = registerdata gir senere avgangsalder enn surveydata.

<sup>c</sup> Beregnet ut fra registerdata.

\*\*\*p < 0.001 \*\*p < 0.01, \*p < 0.05

Regresjonsanalysen med nominelt avvik som avhengig variabel (kolonne 1, tabell 2) viser at det – kontrollert for de andre variablene i tabellen – er større sannsynlighet for at de to operasjonaliseringene gir ulik avgangsalder for menn enn for kvinner. Det samme gjelder for deltidsarbeidende sammenliknet med heltidsarbeidende, og for privat ansatte og selvstendig næringsdrivende sammenliknet med offentlig ansatte (selvstendig næringsdrivende er også signifikant forskjellig fra privat ansatte – ikke vist i tabellen). Videre er det større sannsynlighet for at det blir et avvik for respondenter med yrkesavgang før 2011 enn der avgangen skjedde i det siste tidsrommet (2015–2017).

Regresjonsanalysen med absolutt avvik som avhengig variabel (kolonne 2) viser at diskrepansen i målingen mellom de to metodene sjeldent trekker i en bestemt retning. De fleste av variablene som hadde signifikante effekter når vi så på om det var et avvik, har ikke signifikante utslag når vi tar hensyn til retningen på avviket (gjelder kjønn, arbeidstid og -tilknytning). Forklaringen er at avvikene går i både positiv og negativ retning slik at de utlikner hverandre. For aldersvariabelen er det derimot en tendens til at den registerbaserte målingen gir en tidligere avgangsalder enn den selvrapporterte for de eldste aldersgruppene. Effektene av avgangstidspunkt innebærer at jo nærmere i tid dette er til gjennomføringen av surveyundersøkelsen (NorLAG3), desto mer øker sannsynligheten for at registeropplysningene gir en senere avgangsalder enn surveyopplysningene – og

vice versa, jo større avstanden er mellom avgangstidspunktet og surveyundersøkelsen, desto større er sannsynligheten for å få en tidligere avgangsalder med register- enn med surveydataene.

## Diskusjon

Vår gjennomgang av tidligere forskning har vist at det finnes en rekke forskjellige måter å definere og operasjonalisere yrkesavgang og tidspunkt for avgang. Hvor relevante de ulike variantene er, henger blant annet sammen med hvordan pensjonssystemet er bygd opp. For Norges del er det av vesentlig betydning at pensjonsreformen i 2011 har gitt betydelig større mulighet for fritt å kombinere deltakelse i yrkeslivet med uttak av pensjon. Dette har gjort det viktig å skille mellom yrkesavgang og pensjonering – både i ordbruk og i valg av teoretiske og empiriske mål. Termen pensjonering har ikke samme konnotasjon som før, siden uttak av pensjon ikke nødvendigvis sammenfaller med redusert yrkesaktivitet, og operasjonaliseringer av yrkesavgang som legger pensjonsuttak eller pensjonsinntekter til grunn er ikke lenger hensiktsmessige. Av den grunn har vi gjennomgående omtalt det å forlate arbeidslivet som yrkesavgang og ikke som pensjonering. Videre knyttes vår definisjon av yrkesavgang til deltakelse i det betalte arbeidslivet, og operasjonaliseres ut fra *endringer i yrkesinntekten* når det gjelder registerdata og spørsmål om *sist respondenten var i inntektsgivende arbeid* når det gjelder surveydata.

Valg av operasjonalisering av yrkesavgang vil i mange tilfeller være et resultat av hvilke data forskeren har tilgang på. Ofte vil dette dreie seg om surveydata. Innvendinger mot bruk av denne typen data handler gjerne om muligheten for erindringsproblemer blant respondentene, spesielt hvis det er en stund siden hendelsen fant sted, samt tilbøyeligheten til å ville gi sosialt ønskelige svar (Bradburn, Rips & Shevell 1987). For eksempel kan respondenter som forlot arbeidslivet tidlig, velge å oppgi et senere tidspunkt for avgangen enn det som er realiteten, for å framstå i et bedre lys. Det er også en mulighet for at surveydeltakere legger forskjellige kriterier eller vurderinger til grunn når de definerer avgangstidspunkt (eller avgangsalder), og disse behøver ikke være i tråd med slik forskeren forstår fenomenet. Med registerdata kan forskeren i større grad sikre at samme kriterier gjelder for hele utvalget. Bruk av registeropplysninger er imidlertid heller ikke problemfritt. Det er mange avgjørelser som må tas med hensyn til den nøyaktige operasjonaliseringen, og disse kan gi ulike resultater (Eyjólfsdóttir mfl. 2021). En ytterligere begrensning ved registeropplysninger om yrkesinntekt er at dette ikke nødvendigvis er like godt egnet til å fastsette avgang for alle grupper, noe vi kommer tilbake til nedenfor.

I artikkelens analyse har vi sammenliknet tidspunkt for yrkesavgang målt ut fra survey- og registeropplysninger. På aggregert nivå må samsvaret mellom de to målene sies å være stort. Ved bruk av registerdata baserer vi oss på endringer i yrkesinntekten (inkludert sykepengene og dagpenger). En årlig yrkesinntekt på 1G regnes som grensen for å være yrkesaktiv, og vi tidfester yrkesavgangen til året før (eller samme året som) inntekten for siste gang faller under 1G. Denne operasjonaliseringen gir omtrent den samme gjennomsnittlige avgangsalderen som dersom vi baserer oss på respondentenes egen retrospektive vurdering av når de gikk ut av arbeidslivet. På individnivå er samsvaret atskillig mindre – kun 41 prosent av utvalget får samme avgangsalder med de to målene. Valg av framgangsmåte kan altså ha betydning for hvilket avgangstidspunkt vi ender opp med for den enkelte respondent. Avviket mellom resultater basert på de to operasjonaliseringene synes heller ikke å være helt tilfeldig. Analysene i artikkelen tyder på at sannsynligheten for samsvar er mindre for menn enn for kvinner, for deltidsarbeidende enn for heltidsarbeidende, for selvstendig næringsdrivende enn for ansatte, og for

yrkesaktive i privat sektor enn for de i offentlig sektor. Samsvaret er også mindre jo lenger unna avgangen er i tid. Forskjellene gir en indikasjon på i hvilke sammenhenger de to respektive målene kan komme til kort.

Akkurat hvorfor menn har lavere samsvar enn kvinner har vi ikke noen god forklaring på. En kunne muligens spekulert på om menn er mer knyttet til sin yrkesidentitet og at de derfor vil være mer tilbøyelige til å rapportere et senere avgangstidspunkt. Våre analyser viser imidlertid at tendensen til diskrepans ikke går i noen bestemt retning. Det er lettere å forklare at vi oftere får en mismatch i avgangsalderen for deltidsarbeidende sammenliknet med heltidsarbeidende. Det skyldes antakelig at målingen med registerdata blir mer usikker for personer med en lav stillingsprosent og/eller en løsere tilknytning til arbeidslivet. Personer som har jobbet mye deltid og hatt relativt lav inntekt gjennom livet, kan også tenkes å være mer tilbøyelige til å se på seg selv som yrkesaktive på et tidspunkt der de tjente under 1G (og svare i tråd med denne oppfatningen i en survey). For selvstendig næringsdrivende kan inntekten variere svært mye fra år til år, og for eksempel være spesielt lav av regnskapstekniske grunner uten at yrkesaktiviteten reelt sett har blitt redusert, noe som gjør det vanskeligere å bestemme avgangsalder for dem ut fra registerdata. En mulig forklaring på at offentlig ansatte har større samsvar mellom de to operasjonaliseringene enn privat ansatte, kan ligge i surveysvarene: at det er flere med særaldersgrenser i offentlig sektor kan bidra til å redusere erindringsproblemer for denne gruppen. Erindringsproblematikk knyttet til svarene som gis i surveyen virker også som en plausibel forklaring på at vi har større avvik i avgangsalderen når avgangstidspunktet ligger lenger tilbake i tid enn når det har skjedd mer nylig. At surveydata gir et senere avgangstidspunkt enn registerdata, kan tyde på at eventuelle erindringsproblemer hos respondentene går i retning av at de mener de har stått lenger i arbeid enn de faktisk gjorde.

Det er av flere grunner både viktig og nyttig å kunne fastsette tidspunkt for avgang fra yrkeslivet. For planleggere og politikere er det først og fremst vesentlig for å kunne få kunnskap om utviklingen i avgangsalder og innsikt i hvorvidt ulike virkemidler for å øke eldres yrkesaktivitet ser ut til å ha den ønskede effekten. I artikkelen har vi konstruert et mål for yrkesavgang ut fra registerdata som på aggregert nivå gir et såpass høyt samsvar med avgangstidspunktet vi får med et retrospektivt surveysspørsmål, at det ser ut til å være relativt likegyldig hvilket av disse to som benyttes for et slikt analyseformål. For analyser av årsaker til eller konsekvenser av (tidlig eller sen) yrkesavgang er det nødvendig å vite så nøyaktig som mulig om det har funnet sted en avgang fra arbeidslivet og når den i så fall skjedde for det enkelte individ. Resultatene våre viste et betydelig dårligere samsvar mellom de to målene for avgangstidspunkt på individnivå. Hvilken avgangsalder som da er den riktige (eller riktigste), er det ikke mulig å gi noe endelig svar på. Diskusjonen av mulige forklaringer på diskrepans sannsynliggjorde at det kan være svakheter ved begge operasjonaliseringene. For surveysspørsmål er dette først og fremst grunnet erindringsproblematikk når avgangen ligger et stykke tilbake i tid. For registeropplysninger kan det se ut som endringer i yrkesinntekt er mindre treffsikkert når det gjelder å bestemme avgangstidspunkt for enkelte grupper, som deltidsarbeidende og selvstendig næringsdrivende. Det perfekte mål på yrkesavgang eksisterer trolig ikke. I stedet blir det viktig å være bevisst på hvilken betydning operasjonaliseringen som benyttes kan ha, gitt formålet med analysene som skal utføres.

## Referanser

- Barban, N., de Luna, X., Lundholm, E., Svensson, I. & Billari, F. C. (2017). Causal effects of the timing of life-course events: Age at retirement and subsequent health. *Sociological Methods & Research*, 49(1), 216–249. <https://doi.org/10.1177/0049124117729697>
- Beehr, T. A. & Bowling, N. A. (2013). Variations on a retirement theme: Conceptual and operational definitions of retirement. I M. Wang (red.) *The Oxford Handbook of Retirement* (s. 42–55). Oxford: Oxford University Press.
- Bjørnstad, A. F. (2019). Utviklingen i sysselsetting og pensjonering blant seniorer. *Arbeid og velferd*, 2, 43–55.
- Blekesaune, M. & Hansen, T. (2021). Human values and retirement experiences: A longitudinal analysis of Norwegian data. *Social Indicators Research*, 157(3), 1001–1019. <https://doi.org/10.1007/s11205-021-02687-7>
- Blekesaune, M. & Skirbekk, V. (2012). Can personality predict retirement behaviour? A longitudinal analysis combining survey and register data from Norway. *European Journal of Ageing*, 9(3), 199–206. <https://doi.org/10.1007/s10433-011-0212-6>
- Blekesaune, M. & Solem, P. E. (2005). Working conditions and early retirement. A prospective study of retirement behaviour. *Research on Aging*, 27(1), 3–30. <https://doi.org/10.1177/0164027504271438>
- Bradburn, N. M., Rips, L. J. & Shevell, S. K. (1987). Answering autobiographical questions: The impact of memory and inference on surveys. *Science*, 236(4798), 157–161. <https://doi.org/10.1126/science.3563494>
- Cahill, K. E., Giandrea, M. D. & Quinn, J. F. (2015). Retirement patterns and the macroeconomy, 1992–2010: The prevalence and determinants of bridge jobs, phased retirement, and reentry among three recent cohorts of older Americans. *The Gerontologist*, 55(3), 384–403. <https://doi.org/10.1093/geront/gnt146>
- Carr, E., Hagger-Johnson, G., Head, J., Shelton, N., Stafford, M., Stansfeld, S. & Zaninotto, P. (2016). Working conditions as predictors of retirement intentions and exit from paid employment: a 10-year follow-up of the English Longitudinal Study of Ageing. *European Journal of Ageing*, 13, 39–48. <https://doi.org/10.1007/s10433-015-0357-9>
- Denton, F. T. & Spencer, B. G. (2009). What is retirement? A review and assessment of alternative concepts and measures. *Canadian Journal on Aging / La Revue Canadienne Du Vieillessement*, 28(1), 63–76. <https://doi.org/10.1017/S0714980809090047>
- Donahue, W., Orbach, H. L. & Pollak, O. (1960). Retirement: The emerging social pattern. I C. Tibbitts (red.) *Handbook of Social Gerontology* (s. 330–406). Chicago: University of Chicago Press.
- Ekerdt, D. J. & DeViney, S. (1990). On defining persons as retired. *Journal of Aging Studies*, 4(3), 211–229.
- Eyjólfsdóttir, H. S., Baumann, I., Agahi, N. & Lennartsson, C. (2021). How to measure retirement age? A comparison of survey and register data. *Journal of Population Ageing*, 14(2), 143–161. <https://doi.org/10.1007/s12062-019-09254-6>
- Hansson, I. (2020). Pensioneringsprosessen – ett psykologiskt perspektiv. *Socialförsäkringsrapport 2020:5*, Försäkringskassen.
- Hansson, I., Buratti, S., Thorvaldsson, V., Johansson, B. & Berg, A. I. (2018). Changes in life satisfaction in the retirement transition: Interaction effects of transition type and individual resources. *Work, Aging and Retirement*, 4(4), 352–366. <https://doi.org/10.1093/workar/wax025>
- Henning, G., Bjälkebring, P., Stenling, A., Thorvaldsson, T., Johansson, B. & Lindwall, M. (2019). Changes in within- and between-person associations between basic psychological need satisfaction and well-being after retirement. *Journal of Research in Personality*, 79, 151–160. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.03.008>
- Herlofson, K. & Hellevik, T. (2019). Eldre i arbeidslivet – slitenhet og yrkesavgang. *Søkelys på arbeidslivet*, 36(4), 298–315. <https://doi.org/10.18261/issn.1504-7989-2019-04-07>
- Hernæs, E., Markussen, S., Piggott, J. & Vestad, O. L. (2013). Does retirement age impact mortality? *Journal of Health Economics*, 32(3), 586–559. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2013.03.001>
- Holmøy, E. (2002). Hva koster tidligere pensjonering for samfunnet? *Økonomiske analyser*, 2/2002, 41–47.

- Irelan, L. M. & Bell, B. (1972). Understanding subjectively defined retirement: A pilot analysis. *The Gerontologist*, 12(4), 354–356. <https://doi.org/10.1093/geront/12.4.354>
- Johansson, P., Laun, L. & Palme, M. (2016). Pathways to retirement and the role of financial incentives in Sweden. I Wise, D. A. (red.) *Social Security Programs and Retirement around the World: Disability Insurance Programs and Retirement* (s. 369–410). Chicago: University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226262604.001.0001>
- Kantarci, T. & Van Soest, A. (2008). Gradual retirement: Preferences and limitations. *De Economist*, 156, 113–144. <https://doi.org/10.1007/s10645-008-9086-1>
- Kridahl, L. & Kolk, M. (2018). Retirement coordination in opposite-sex and same-sex married couples: Evidence from Swedish registers. *Advances in Life Course Research*, 38, 22–36. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.10.003>
- Kridahl, L. & Silverstein, M. (2020). Retirement and aging parents in the Swedish population. *Journal of Population Ageing*, 13(1), 81–112. <https://doi.org/10.1007/s12062-019-09244-8>
- Midtsundstad, T. (2006). *Pensjonering før fylte 67 år. Tidligpensjonering og bruk av AFP innen KS' tariffområde 2002–2004*. Fafo-rapport 509/2006. Oslo: Fafo.
- Palme, M. & Svensson, I. (2004). Income security programs and retirement in Sweden. I J. Gruber & D. A. Wise (red.) *Social security programs and retirement around the world: Micro-estimation* (s. 579–641). Chicago: University Press.
- Qi, H., Helgertz, J. & Bengtsson, T. (2018). Do notional defined contribution schemes prolong working life? Evidence from the 1994 Swedish pension reform. *The Journal of the Economics of Ageing*, 12, 250–267. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2016.11.001>
- Rijs, K. J., Cozijnsen, R. & Deeg, D. J. H. (2012). The effect of retirement and age at retirement on self-perceived health after three years of follow-up in Dutch 55–64-year-olds. *Ageing & Society*, 32(2), 281–306. <https://doi.org/10.1017/S0144686X11000237>
- Solem, P. E. (2001). *For gammel? Kunnskapsstatus om aldring, arbeid og pensjonering*. NOVA rapport 4/01. Oslo: NOVA.
- Solem, P. E. (2012). *Ny kunnskap om aldring og arbeid*. NOVA rapport 6/12. Oslo: NOVA.
- Stoiko, R. R. & Strough, J. (2019). His and her retirement: Effects of gender and familial caregiving profiles on retirement timing. *The International Journal of Aging and Human Development*, 89(2), 131–150. <https://doi.org/10.1177/0091415018780009>
- Svensson, I., Lundholm, E., de Luna, X. & Malmberg, G. (2015). Family life course and the timing of women's retirement – a sequence analysis approach. *Population, Space and Place*, 21(8), 856–871. <https://doi.org/10.1002/psp.1950>
- Tang, F. & Burr, J. A. (2015). Revisiting the pathways to retirement: a latent structure model of the dynamics of transition from work to retirement. *Ageing & Society*, 35(8), 1739–1770. <https://doi.org/10.1017/S0144686X14000634>
- Thorsen, S. V., Jensen, P. H. & Bjørner, J. B. (2016). Psychosocial work environment and retirement age: a prospective study of 1876 senior employees. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 89, 891–900. <https://doi.org/10.1007/s00420-016-1125-7>
- van Solinge, H. & Henkens, K. (2010). Living longer, working longer? The impact of subjective life expectancy on retirement intentions and behaviour. *European Journal of Public Health*, 20(1), 47–51. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckp118>
- Veenstra, M., Herlofson, K., Aartsen, M., Hansen, T., Hellevik, T., Henriksen, G., Løset, G. K. & Vangen, H. (2021). Cohort profile: The Norwegian Life Course, Ageing and Generation Study (NorLAG). *International Journal of Epidemiology*, 50(3), 728–729i. <https://doi.org/10.1093/ije/dyaa280>
- Örestig, J., Strandh, M. & Stattin, M. (2013). A wish come true? A longitudinal analysis of the relationship between retirement preferences and the timing of retirement. *Population Ageing*, 6, 99–118. <https://doi.org/10.1007/s12062-012-9075-7>