

# Analyse af konjunktur i sygefravær og sygedagpenge

Jonas Maibom og Lars Skipper, marts 2019

1.	INDLEDNING OG SAMMENFATNING	3
2.	TEORETISKE ARGUMENTER FOR KONJUNKTURAFHÆNGIGHED	5
3.	EKSISTERENDE VIDEN	6
3.1	RESULTATER FRA DEN ÆLDRE LITTERATUR	6
3.2	RESULTATER FRA SKANDINAVISK LITTERATUR	7
4.	DATAGRUNDLAG FOR ANALYSEN: SYGEFRAVÆR OG SYGEDAGPENGE	16
4.1	BFL – DETALJERET LØNMODTAGERDATA FRA E-INDKOMST	16
4.2	ILME – IKKE LØNMODTAGERDATA FRA E-INDKOMST	16
4.3	FRAN – FRAVÆR ANSÆTTELSESFORHOLD OG FRPE - FRAVÆRSPERIODER	17
4.4	SGDP – SYGEDAGPENGE	19
5.	ØKONOMETRISK METODE OG IDENTIFIKATION AF KONJUNKTUREFFEKTER	21
5.1	DEN EKSTENSIVE MARGIN	21
5.2	DEN INTENSIVE MARGIN	22
5.3	DEN SAMLEDE EFFEKT	23
6.	RESULTATER	25
6.1	ESTIMATIONSRESULTATER, SYGEFRAVÆR	25
6.2	ESTIMATIONSRESULTATER, SYGEDAGPENGE	29
	REFERENCER	33
	APPENDIKS	35

## 1. Indledning og sammenfatning

Sygefraværet i Danmark svarede i 2017 til tab af lidt over 66.000 årsværk i beskæftigelse, dvs. reelt set omkring 80% af antallet af dagpengemodtagere på godt 80.000 fuldtidspersoner. Det er derfor relevant at undersøge de underliggende faktorer for forekomsten både sygefravær men også den efterfølgende modtagelse af sygedagpenge.

I nærværende analyse vurderes konjunkturfølsomheden af sygefravær, og deraf afledt af sygedagpenge. Som konjunkturmål bruger vi variation i ledigheden på brancheniveau over tid og på tværs af kommunerne. Vi undersøger dette i panelmodeller på månedsniveau fra 2012 til 2017. Som følsomhedsanalyse tilføjer vi data fra perioden omkring Gældskrisen i 2010 og fra før Finanskrisen (2008). Vi tillader for forskelle i følsomheden af konjunkturerne på fraværet og sygedagpengemodtagelse mellem den offentlige og private sektor.

### *Resultater for sygefravær*

Vi skønner, at en stigning i ledigheden på et procentpoint vil lede til et fald i det gennemsnitlige sygefravær med omkring 450 fuldtidspersoner. Hovedparten af disse – 350 personer – skønnes at komme fra den offentlige sektor. Dette skyldes til dels en stor *sammensætningseffekt* af, hvem der er beskæftiget i denne sektor på tværs af konjunkturcyklen: Når konjunkturerne forbedres og ledigheden falder, så ser det ud til at sygefraværet stiger ganske betragteligt i den offentlige sektor blandt de ansatte på marginen (det vil sige de lønmodtagere, der ansættes i opgangstider, men som ikke er i beskæftigelse i lavkonjunkturerne). Det modsatte synes nærmere at være gældende i den private sektor: I den private sektor er ansatte på marginen mindre syge end gennemsnittet.

Men når vi korrigerer for sammensætningseffekten, så er vores skøn på konjunkturfølsomheden stort set identisk i de to sektorer og elastisk (det vil sige numerisk større end en): Stiger ledigheden med et procentpoint, så falder sygefraværet med mere end en procent i begge sektorer. Forskellen i de rå korrelationer mellem de to sektorer kan altså alene forklares med forskelle i sammensætningseffekten på tværs af konjunkturerne.

Den samlede effekt dækker over to modsatrettede effekter. Sandsynligheden for at *påbegynde* et sygefraværsforløb er konjunkturmæssig procyklisk med et elasticitetsskøn på -1,62. Det betyder, at færre melder sig syge fra arbejde, når ledigheden er højere. *Varigheden* af påbegyndte sygefraværsforløb skønner vi derimod at være konjunktur-

mæssig kontracyklisk med et elasticitetsskøn på 0,39 for den private sektor og 0,25 for den offentlige sektor. Når ledigheden stiger, så stiger den gennemsnitlige længde af sygefraværforløbene også. Vi kan dog ikke afvise, at denne sidste effekt alene drives af, at sammensætningen af arbejdsstyrken ændre sig over konjunkturerne. Det vil dog betyde, at blandt sygemeldte så er varigheden af forløbet længere blandt lønmodtagere med en kernetilknytning til arbejdsmarkedet end blandt lønmodtagerne på marginen.

### *Resultater for sygedagpenge*

Sammenhængen mellem vores konjunkturmål (ledigheden) og sygedagpengeudbetalinger er mindre entydig end i tilfældet med sygefraværet. Vores bedste skøn er, at en stigning i ledigheden på et procentpoint vil få det gennemsnitlige sygedagpengeomfang til at stige med omkring 250 fuldtidspersoner.

En af årsagerne til det lavere antal her skyldes en betydelig heterogenitet på tværs af marginerne. Vi finder således, at sandsynligheden for at *påbegynde* et sygedagpengeforløb blandt de ansatte i den offentlige sektor ikke synes at afhænge af konjunktursituationen overhovedet. Omvendt så finder vi, at denne sandsynlighed blandt ansatte i private sektor er ganske følsom med et kontracyklisk elasticitetsskøn på 9. Det vil sige, at når konjunkturerne forbedres, så falder risikoen for, at en privatansat lønmodtager påbegynder et sygedagpengeforløb. Vi skønner ligeledes at sandsynligheden for at påbegynde et sygedagpengeforløb blandt dagpengemodtagere er kontracyklisk med et elasticitetsskøn på 2,3.

Til gengæld er alle vores elasticitetsskøn på *varigheden* af påbegyndte sygedagpengeforløb medcykliske. Det betyder, at et højere arbejdsløshedsniveau vil lede til et fald i den forventede varighed af sygedagpengeforløb.

## 2. Teoretiske argumenter for konjunkturafhængighed

Der er en række hypoteser for at tilgangen til sygefravær og sygedagpenge kan være konjunktur-medløbende:

- A. Sammensætningseffekt (tilgang): Svage grupper, som er mere tilbøjelige til at blive syge, kommer i højere grad ind på arbejdsmarkedet i en højkonjunktur. Det kan øge tilgangen til sygefravær og kan – ved uændret eller reduceret afgang fra sygefravær i arbejdsgiverperioden – øge tilgangen til sygedagpenge. Nyansatte, der endnu ikke kvalificerer sig til løn under sygdom men som har opfyldt beskæftigelseskravet, vil også fra første sygefraværsdag være berettiget til sygedagpenge.
- B. Moral hazard (udbud): Lønmodtagere kan have en øget sandsynlighed for at sygemelde sig, når de i en situation med høj beskæftigelse og lav ledighed føler sig mere sikre i ansættelsen.
- C. Kravsopfyldelse: I en højkonjunktur opfylder flere personer i arbejdstyrken beskæftigelseskravet til at modtage sygedagpenge. Det kan øge tilgangen til sygedagpenge.
- D. Sammensætningseffekt (afgang): Afgangsraten fra sygefravær tilbage i beskæftigelse inden for arbejdsgiverperioden kan i en højkonjunktur mindskes sfa. svagere grupper (faktor A), hvilket isoleret set kan øge tilgangen til sygedagpengesystemet.
- E. Direkte sundheds- og arbejdsmiljø effekter: Når der er høj efterspørgsel, kan dette lede til øget stress og forøget risiko for ulykker på arbejdspladsen.

Der er dog også argumenter for, at sygefravær og sygedagpenge kan være kontracyklisk:

- F. Moral hazard (efterspørgsel): Virksomheder kan have en konjunkturfølsom efterspørgsel efter stabil arbejdskraft og skyggeprisen på fravær blandt medarbejderne kan variere med konjunkturerne. Hvis der er høj efterspørgsel efter virksomhedens produkter, kan dette øge monitoreringen af fravær, da omkostningerne ved dette er højere.

### 3. Eksisterende viden

Den eksisterende viden omkring sammenhængen mellem fravær og konjunktursituationen kan deles op i to: en ældre survey-baseret litteratur fra før årtusindeskiftet, hvor fokus er på fravær samt en nyere skandinavisk (og ofte registerbaseret) litteratur, hvor de svenske studier studerer fravær, mens de norske på grund af databegrænsninger kun kan studere sygedagpengeforløb (sygefraværforløb er 14 dage lange, inden sygedagpenge kan komme til udbetaling).

#### 3.1 Resultater fra den ældre litteratur

Den første forskningsartikel, vi har kunnet finde, hvor sammenhængen mellem fravær og konjunkturerne studeres, er Leigh (1985). Data i analysen er amerikansk og baseret på fraværsoplysningerne i Panel Study of Income Dynamics (PSID) fra 1976 og 1977. Sammenhængen mellem antal dags fravær og industri-ledighed estimeres først i en Tobit-model for 1976. I denne *cross-section* analyse finder forfatteren, at en stigning i ledigheden svarende til en standard afvigelse (3,6%-point) leder til et fald i antal timers fravær på et år på mellem 11 og 19 timer, afhængig af om man har været ansat mere eller mindre end to år hos sin arbejdsgiver.<sup>1</sup> Identifikationen kommer her alene fra variation i konjunktursituationen på tværs af industrierne. I en OLS-regression baseret på ændringerne fra 1976 til 1977 (en first-difference model) finder forfatteren stadig en negativ sammenhæng – nu mellem ændringer i fraværet og ændring i ledigheden.

I Kenyon & Dawkins (1989) estimeres sammenhængen mellem fravær og konjunktursituationen i en aggregeret *tidsrækkemodel* fra 1966 til 1984 på australske data fra deres kvartalsvise indsamlede labour force survey. Udfaldsvariablen måles som andelen af ansatte, der i en given uge er fraværende og konjunkturmålet er den procentvise ændring i beskæftigelsen fra året før. En 1 %-points stigning i beskæftigelsen findes at lede til en stigning på mellem 1,0% og 1,4% i fraværet (svarende til mellem 0,03 og 0,04%-point).

Det er ikke et specifikt sigte med Brown, Fakhfakh & Sessions (1999) at studere betydningen af konjunktursituationen for fraværet, men det er muligt at udlede denne på baggrund af deres regressioner. Data kommer fra det franske Equipe de Recherche sur les Marchés, l'Emploi et la Simulation og dækker perioden 1981 til 1991. Selvom over 500

---

<sup>1</sup> Det fremgår ikke af artiklen, hvad gennemsnitsfraværet af for stikprøven. Det er derfor ikke muligt for os at vurdere, om 11 timer er en stor eller lille stigning.

virksomheder årligt kontaktes, er svarprocenten og datakvaliteten af så ringe en karakter, at kun 127 virksomheder i alt kan bruges. Med det forbehold sættes en log-lineariseret model op, hvor fravær måles som antal fraværsdage pr ansat i et givet år i en given virksomhed. Konjunktur måles alene som den aggregerede (nationale) ledighedsgrad. Med det ubalancerede virksomhedspanel er det muligt for forfatterne at lave en *fixed-effects* model på virksomhedsniveau. Med denne model finder forfatterne, at en stigning i ledigheden med 1%-point leder til omkring 4 procents stigning i fraværet. Det er dog muligt, at denne positive sammenhæng skyldes en fortegnstfejl, da t-statistikkerne rapporteres som værende negative i deres tabeller.

Det seneste forskningsbidrag uden for Skandinavien, vi har kunnet finde, er Audas & Goddard (2001). Datakilden er det månedsbaserede Current Population Survey fra 1979 til 1993 med information om fravær for omkring 17.000 lønmodtagere. Oplysningerne på individniveau aggregeres, og der køres en cointegreret vector autoregressiv (VAR) *tidsrækkemodel*, hvor der også kontrolleres for sæsonvariation (pga. månedsdata). Tolkning vanskeliggøres af, at de både har månedlige ledighedsrater og industriproduktionen med i deres VAR-model samt at fortegnene på de to konjunktur-kilder er forskellige: en stigning i industriproduktionen leder til et fald i fraværet, mens et fald i ledigheden leder til en stigning i fraværet (som ovenstående). For at en 1% stigning i industriproduktionen ikke skal påvirke fraværet, er ledigheden nødt til at falde med 3% (svarende til et fald på 0,15%point, hvis ledigheden er 5%). Kun hvis ledigheden falder med mere end tre gange stigningen i industriproduktionen (målt i %), vil fraværet altså stige. Falder ledigheden med (relativt) mindre, vil fraværet derimod stige.

### 3.2 Resultater fra Skandinavisk litteratur

Det første skandinaviske papir, Johansson & Palme (1996), modellerer antallet af fraværsdage i løbet af 1981 for 1.967 svenske 'blue-collar'/arbejdere. Disse er trukket fra *Swedish Level of Living Survey (SLLS)* koblet med registerdata om fravær – på grund af tvungen sygeforsikring i Sverige er alle sygefravær registreret fra dag ét. Som konjunkturmål bruges variation i de amtslige ledighedsgrader for 1981. På baggrund af denne *tværsnits* variation finder forfatterne elasticitetsskøn på -0,45. Dvs., at for denne periode vil en stigning med 1%-point i den lokale/amtslige ledighedsgrad lede til et fald i antal dage fraværende med 0,45%. Da stikprøvegennemsnittet ligger på 22,3 dage, svarer dette til én arbejdsdag om året for hver ti lønmodtagere.

Johansson & Palme (2002) er det andet skandinaviske studie, vi har kunnet finde. På en svensk stikprøve bestående af 1.396 'blue-collar'/arbejdere, som følges hver dag i 1990 og

1991. Datakilden er som ovenfor SLLS. Forfatterne udnytter registeroplysninger omkring fravær, da man som svensk lønmodtager i starten af 1990'erne var berettiget til sygedagpenge fra første fraværsdag. Dag-til-dag risikoen for en sygemelding og sandsynligheden for at returnere tilbage på arbejdet modelleres som en *Markov-kæde*. Ledigheden måles 'lokalt', uden at forfatterne specificerer nærmere, hvad det betyder, eller hvor ofte denne tillades at variere. Selvom der deles op på køn og en række forskellige aldersgrupper, findes der ikke overvældende evidens for heterogenitet i sammenhængen mellem fravær og ledighed. Koefficient-estimerne er positive i begge tilstande (både på sandsynligheden for at forblive rask og på at forblive fraværende). Forfatterne bemærker selv, at dette er i modstrid med studierne ovenfor. Derudover rapporteres der alene koefficientestimer fra de ikke-lineære modeller (logit). Dette umuliggør desværre en meningsfyldt kvantitativ tolkning af de fundne sammenhæng.

Henrekson & Persson (2004) baserer sig som det australske studie ovenfor på aggregerede tidsrække-data for svensk sygefravær fra 1958 til 1999. Udfaldsmålet er det gennemsnitlige årlige antal fraværsdage pr person i arbejdsstyrken, og konjunkturmålet er den årlige ledighedsgrad. Koefficientskønnet på ledighedsgraden er  $-0,33$ . En stigning på 1%-point i ledigheden leder altså til et fald på  $1/3$  af en arbejdsdag pr borger. De finder dog betydelig forskelle på tværs af køn. Koefficientestimatet for mænd er  $-0,12$  og er ikke statistisk signifikant, mens det samme skøn er  $-0,93$  for kvinder og stærkt signifikant.

Askildsen et al. (2005) er den forskningsartikel, der metodemæssigt kommer tættest på vores. De benytter sig af en 10% register-baseret stikprøve af alle norske privat og kommunalt ansatte for årene 1990-1995. Der fokuseres alene på sygedagpengeforløb og ikke sygefravær. Sygemeldte lønmodtagere og deres arbejdsgivere var berettiget til sygedagpenge efter 16 fraværsdage. Sygedagpengeforsikring var på dette tidspunkt obligatorisk for alle arbejdsgivere og dækkede alle lønmodtagere med mere end to ugers beskæftigelse ved samme arbejdsgiver. Da deres individ *fixed-effect* panel-analyse kører på årsniveau restringerer de dog deres sample til kun at indeholde lønmodtagere, der var ansat hos samme arbejdsgiver igennem et helt kalenderår. Der er således tale om en population med en kernetilknnytning til arbejdsmarkedet. Variationen i ledighed genereres på tværs af årene og på tværs af de norske amter. De estimerer en conditional logit model for, om den enkelte lønmodtager har haft noget fravær overhovedet i et givet kalenderår. Fortolkning af niveauet er ikke muligt, da der alene rapporteres beta-koefficientskøn fra deres clogit. Koefficientskønnene er dog 50% (numerisk) større for kvinder og effekterne bliver større, jo stærkere kernetilknnytning lønmodtagerne har til arbejdsmarkedet. Det sidste taler imod at det skulle være en sammensætningseffekt, der driver den negative



korrelation mellem ledigheden og sygedagpenge. Det er altså ikke for Norge tegn på, at de systematisk svagere lønmodtager, der ansættes i højkonjunkturerne, driver sammenhængen (forklaring A ovenfor). I deres varighedsanalyser finder de ingen sammenhæng mellem konjunkturmålet og varigheden af sygedagpengeforløb. På trods af over 50.000 sygedagpengeforløb er usikkerheden på koefficientskønnet af samme størrelsesorden som punktestimatet. Punktestimatet er dog negativt – det vil sige, at den negative effekt fra den ekstensive margin også findes i varighedsanalysen. Tages de upræcist estimerede punktestimater for pålydende, vil en stigning i ledighedsraten på 1%-point lede til 3,9% reduktion i fraværsdagene blandt sygedagpengemodtagerne.

Arai & Thoursie (2005) forsøger som det norske studie fra samme år, at separere årsag A (sammensætningseffekten) fra årsag B (moral hazard effekten). Dette gør forfatterne i en aggregeret *tidsrækkemodel* baseret på survey-oplysninger om fravær for omkring 10.000 svenske virksomheder fra den private sektor i årene 1989-1999. Variationen i fravær kommer dels over tid (de 11 kalenderår), fra variation på tværs af 14 brancher og fra variation på tværs af fire regioner (i alt 616 observationer). Som konjunkturmål bruges alene variationen i de regionale ledighedsrater over tid (så 44 observationer). Til at separere A fra B bruger de, at omkring 10% af de ansatte er på midlertidige kontrakter, der har jobsikkerhed. Den andel varierer over konjunkturerne og bruges som indikator på A (sammensætningseffekten). På baggrund af ovenstående model og data finder forfatterne, at sygefraværet er negativt korreleret med ledigheden: stiger ledigheden med 1%, falder sygefraværet med omkring 0,04%. En størrelsesorden, der svarer til Henrekson & Persson (2004). Arai og Thoursie (2005) finder ingen indikation på en sammensætningseffekt (A) med deres konkrete mål (andelen på temporære kontrakter). Tværtimod er skønnet for denne population positivt omend meget lille.

Nordberg & Røed (2009) bruger stort set samme norske sygedagpengedata som Askilsen et al. (2005). De ser på alle norske sygedagpengeforløb påbegyndt mellem 1992 og 1999, hvor arbejdsgiverperioden var to uger. Som konjunkturmål bruger de både afvigelser i BNP fra trend på kvartalsniveau samt månedlige transitionsrater fra ledighed ind i beskæftigelse. Konjunktur-effekterne måles i en multivariat *mixed proportional hazard model*. De modellerer en grupperet competing risk model fra sygedagpenge ind i 1) selvforsørgelse og 2) ind i revalidering eller til førtidspension. For de borgere, der forlader sygedagpenge til selvforsørgelse, modelleres yderligere længden af dette efterfølgende forløb. De finder, at sygedagpengevarigheden er procyklisk: Jo bedre konjunktursituation, jo mindre er afgangsraten til selvforsørgelse. Og blandt sygemeldte, der bliver selvforsørgende, er afgangsraten tilbage i sygedagpenge højere, jo bedre

konjunktursituation. Deres koefficientskøn er dog svære at omsætte til let-fortolkelige størrelser. Dels er der standard-vanskelighederne med fortolkning af punkestimer i en MPH model, men også fordi deres konjunkturmål er standardiseret til at ligge mellem 0 og 1, hvor 0 er den ringeste konjunktursituation over de otte år, og 1 er den mest favorable. Transitionen ind i selvforsørgelse stiger med 15-20% for mænd og 25-30% for kvinder, når konjunkturerne er på sit laveste, relativt til da konjunkturerne var på sit højeste.

I Markussen et al. (2011) benyttes endelig også sygedagpengeforløb for Norge. Men efter juni 2001 kræves der en lægeerklæring allerede efter tre dages fravær (9 dage for virksomheder, der har indgået en 'inclusive workplace agreement' med staten). Så selv kortere fraværforløb er med i denne analyse. Data dækker den fulde population af sygedagpengeforløb fra juni 2001 til december 2005. Som Nordberg & Røed (2005) sættes en *mixed proportional hazard model* op med tre gensidigt udelukkende tilstande: beskæftigelse/fremmøde, fravær med mindre alvorlige sygdomme (virus, vejrtrækningsproblemer og problemer med maven) samt fravær på grund af mere alvorlige sygdomme (muskuloskeletale og mentale sygdomme). Som konjunkturmål bruger de kommunale beskæftigelsesrater. Forfatterne finder, at en højere kommunal beskæftigelsesrate leder til både højere risiko for sygemeldinger men også en hurtigere genindtræden/bedring. Dette tolker forfatterne som en sorteringsmekanisme (forklaring A): De svagere grupper, der kommer i beskæftigelse i højkonjunkturerne, har flere sygefravær men de mindre seriøse af slagsen. Da de to effekter trækker i hver sin retning, simulerer forfatterne en nettoeffekt baseret på modellens parametre. De finder at stigning i den kommunale beskæftigelsesrate fra 80% til 85% vil lede til et fald i det samlede sygefravær med omkring 0,3%-point. Som Audas & Goddard (2001) ovenfor vanskeliggøres tolkningen dog af, at flere konjunkturmål er inkluderet i analysen samtidig. Fx har Markussen et al. (2011) også inkluderet et mål for, hvor mange der (igen) på kommunalt niveau forlader ledighed til beskæftigelse (afgangsrate). Her finder de, for fastholdt beskæftigelsesgrad, at en 10%-points stigning i den kommunale afgangsrater fra ledighed til beskæftigelse øger risikoen for en mindre alvorlig sygemelding med 3,3% (de finder ingen effekt på sandsynligheden for mere alvorlige sygemeldinger, ligesom varigheden af sygemeldinger ikke påvirkes af afgangsraten fra ledighed til beskæftigelse). Derudover har de også simultant et mål for, om virksomhederne har høj personaleomsætning og om virksomhederne er i gang med at reducere antallet af beskæftigede. Ansatte på virksomheder med høj personaleomsætning har en forøget risiko på 6% for at blive sygemeldt med en alvorlig sygdom, og for begge typer fravær reduceres afgangsbetragningen tilbage på arbejde med omkring 2-3%. Virksomheder, der er i gang med at reducere arbejdsstyrken, har derimod en højere andel af deres ansatte, der melder sig syge med mindre alvorlige

symptomer (stiger med 3,5%) og også her reduceres afgangsraten tilbage på arbejde fra sygemelding (med helt op til 5,5%). At ansatte på virksomheder, der er i gang med at downsize oftere melder sig syge er svær at forene med forklaring B. Men at varigheden af sygefraværet stiger i virksomheder, der er i gang med at reducere medarbejderstaben, kan selvfølgelig forklares med moral hazard problemer på arbejdsgiversiden: Da dækningsgraden af sygedagpenge i Norge er så høj, at arbejdsgiverne får dækket stort set alle lønudgifter, har disse virksomheder et begrænset incitament til at fremme eller tilskynde en tilbagevenden fra sygedagpenge.

TABEL 1: FUNDNE INTERNATIONALE STUDIER AF SAMMENHÆNGEN MELLEM KONJUNKTUR OG FRAVÆR

Forfattere	Land	Periode	Datagrundlag	Population	Udfald	Konjunkturmål (identifikation)	Metode	Cykliske sammenhæng (+,0,-)	Resultat og effektstørrelse	Elasticitet
Leigh (1985)	USA	1976	PSID (survey)	3.785 lønmodtagere	Antal dage fraværende i løbet af året	Industriledighedsgrader (variation på tværs af disse - uklart hvor mange industrier, der bruges)	Tobitmodel på tværsnitsdata	+	Signifikant negativ sammenhæng mellem fravær og ledigheden En stigning i ledigheden på 3,6pp leder til et fald på omkring 2 dage	ej muligt
Kenyon & Dawkins (1989)	AUS	1966-1984	Labour force survey	73 kvartaler	andel med fravær pr uge	Procentvise ændring i beskæftigelse fra året før.	Tidsrække-model	+	Signifikant positiv sammenhæng mellem beskæftigelse og fravær. En 1pp stigning i fraværet leder til en stigning på mellem 1 og 1,4% i fravær	0,03-0,04
Brown, Fakhfakh & Sessions (1999)	F	1981-1991	ERMES (survey)	127 virksomheder	antal fraværsdage pr ansatte	Arlige ledighedsgrader på aggregerede niveau	Fixed-effects model	uklart	Signifikant sammenhæng mellem fravær og ledighed. En stigning i ledigheden med 1pp leder til 4-6% stigning i fravær. Bemærk forbehold i tekst	ej muligt

Audas & Goddard (2001)	USA	1979-1993	CPS (survey)	180 måneder	relativ tid fraværende pr uge	Månedlige ledighedsgrad beregnet via CPS	Cointegreret VAR model	Uklart	Signifikant negativ sammenhæng mellem fravær og ledighed <i>for fastholdt</i> niveau af industriproduktionen. Signifikant negativ sammenhæng mellem fravær og industriproduktion <i>for fastholdt</i> ledighedsniveau.	ej muligt
Johansson & Palme (1996)	S	1981	Survey + register	1.967 arbejdere	Antal dage fraværende i løbet af året	Amtslige forskelle i ledighedsgraden (fremgår ikke, hvor mange amter der var i Sverige i 1981)	Binomial model	+	Signifikant negativ sammenhæng mellem fravær og amtslig ledighedsgrad. Stiger ledighedsgraden med 1pp, falder antal dage fraværende med 0,45%	-0,45
Johansson & Palme (2002)	S	1990-1991	survey + registre	1.396 arbejdere	fraværende eller ej på given dag	lokal ledighedsgrad (uklart fra teksten)	markovkæde (logit)	-	En stigning i ledigheden leder til en <i>stigning</i> i sandsynligheden for at forblive rask)	ej muligt
Henrekson & Persson (2004)	S	1958-1999	Svenska Arbetsgiva-föreningens Suvey (2,500 virksomheder og 220.000 lønmodtagere)	47 år	Gennemsnitlige antal dage fraværende på et år	Arlig ledighedsgrad	Tidsrække-model	+	En stigning i ledighedsgraden på 1pp leder til et fald i fravær på 1/3 arbejdsdag. Dette drives alene af kvinder.	ej muligt

Askildsen, Bratberg & Nilsen (2005)	No	1990-1995	Registerdata	10% stikprøve af fastansatte	Påbegyndelse af sygedagpenge (0/1) og varighed af disse	Forskelle i amtslige ledighedsrater på tværs af årene (fremgår ikke, hvor mange amter der var i Norge i perioden)	fixed-effects (clogit) og varigheds modeller	+ og 0	De finder en negativ sammenhæng mellem risikoen for at komme på sygedagpenge og ledighedsgraden. Denne effekt er størst for kvinder og for lønmodtagere med kernetilknkning til arbejdsmarkedet. Der findes ingen sammenhæng mellem konjunktursituationen og <i>varigheden af sygedagpengeforløbene</i>	ej muligt
Arai & Thoursie (2005)	S	1989-1999	Survey data (Kortperiodisk sysselssättningsstatistik)	44 regioner / års celler	Gennemsnitlige fraværsprocent	Forskelle i regionale (4) ledighedsrater på tværs af de 11 år.	Tidsrække-model	+	Et fald i ledigheden på 1% leder til en stigning i sygefraværet på omkring 0,04. Denne effekt er størst for arbejdsstyrken med størst jobsikkerhed.	0,04
Nordberg & Rød (2009)	No	1992-1999	Registerdata	1.008.348 sygedagpenge-modtagere	Varigheden af sygedagpengeforløb samt efterfølgende beskæftigelsesforløb	månedlige afgangsrater fra ledighed til beskæftigelse	Mixed proportional hazard model	+	En forbedring af konjunktursituationen leder til et fald i afgangsraten fra sygedagpenge til selvforsørgelse. Den fundne effekt er størst for kvinder.	ej muligt

Markussen, Rød, Røgeberg & Gaure (2011)	No	2001-2005	Registerdata	1,78 mio lønmodtagere (svarende til fulde population af beskæftigede mellem 30 og 60 år)	Afgangsraten til sygedagpenge og varigheden af dette forløb	Kommunale ledighesrater og afgangsrater fra ledighed. Det er dog ikke i teksten muligt at se, hvor mange kommuner, der er, eller hvor tit denne kan ændres (månedlig eller årlig)	Mixed proportional hazard model	- og +	En stigning i den kommunale beskæftigelsesrate fra 80 til 85% leder til et fald i samlet sygedagpengefravær på 0,3pp. En stigning i afgangsraten fra ledighed leder omvendt til et stigende risiko for sygemelding	ej muligt
---	----	-----------	--------------	--	---	---	---------------------------------	--------	--	-----------

## 4. Datagrundlag for analysen: sygefravær og sygedagpenge

Analyseresultaterne i indeværende notat er baseret på en række forskellige datakilder hos Danmarks Statistik. Disse data beskrives kort i nedenstående afsnit.

### 4.1 BFL – detaljeret lønmodtagerdata fra E-Indkomst

Data fra *Beskæftigelses for lønmodtagere* (BFL) bruges til beregning af vores konjunkturmål. Kilden til BFL er Danmarks Statistiks elndkomstregister. Dette register bygger på indkomstoplysninger indberettet til SKATs indkomstregister (elndkomst). Data indberettes af arbejdsgiverne. Data omfatter alle lønmodtagerjobs i danske virksomheder, hvor lønnen indberettes til SKAT, uanset om lønmodtageren er bosiddende i Danmark eller ej. Vi har oplysninger fra starten af 2008 til og med tredje kvartal 2017.

Tælleenheden i BFL er de enkelte lønmodtagerjobs. Disse defineres som en persons tilknytning til et arbejdssted i en periode i en dansk virksomhed. En person kan i vores data sagtens have flere jobs i samme periode på forskellige arbejdssteder. Men personen også have flere jobs på samme arbejdssted men på forskellige tidspunkter.

For hver kalendermåned hentes lønmodtagerjobs ud af BFL og via arbejdsstedets kommunekode og branchekoden tilknyttet de enkelte jobs arbejdssted beregnes antal beskæftigede lønmodtagere inden for hver branche på kommuneniveau. Vi benytter os alene af det lønmodtagerjob i en given kalendermåned, hvor beskæftigelsesomfanget er højest i denne klassificering.

### 4.2 ILME – Ikke lønmodtagerdata fra E-Indkomst

Data fra ILME bruges til beregning af vores konjunkturstatistik. Kilden til ILME er som kilden til BFL ovenfor og dækker samme periode.

Tælleenheden i ILME er de enkelte udbetalingstyper. For hver kalendermåned hentes oplysninger om udbetalinger af arbejdsløshedsdagpenge ud af ILME på lønmodtagerniveau og via BFL kobles seneste branche og kommune på hver enkelt udbetaling. Vi går dog ikke længere end to år tilbage i vores søgen efter seneste beskæftigelsesforløb. Dagpengeforløb med en varighed over to år indgår derfor ikke i vores konjunkturmål.



Fordelingen af vores konjunkturmål beregnet på baggrund af BFL og ILME opgjort på tværs af brancher og sektor fremgår af Tabel A1 i appendiks.

### 4.3 FRAN – Fravær ansættelsesforhold og FRPE - Fraværsperioder

Danmarks Statistiks fraværstatistik bruges til fraværsanalyserne nedenfor. Fraværstatistikken dækker hele den offentlige sektor samt alle private virksomheder med mere end 249 fuldtidsansatte. Private virksomheder med mellem 10 og 249 fuldtidsansatte udtagets til en stikprøve, hvor sandsynligheden for udvælgelse afhænger af branche og størrelse af virksomheden (målt i antal fuldtidsansatte). Der er ingen private virksomheder med under 10 fuldtidsansatte med i fraværstatistikken.<sup>2</sup> Statistikken dækker arbejdsmarkedet fra 2007 og frem.

Fraværstatistikken indeholder registreringer på dagsniveau af fraværsperioder for lønmodtagere, der har været fraværende på arbejdspladser, som indgår i FRAN. Der kan i data sondres mellem fravær pga. egen sygdom, børns sygdom, arbejdsulykker og fravær i forbindelse med barsels- og adoptionsorlov. Orlovsbetinget fravær indgår ikke i vores analyse nedenfor (men graviditetsbetinget sygefravær gør). Appendiks indeholder resultater fra kørsler, hvor børns sygdom er udeladt. Hvis et ansættelsesforhold ophører i en fraværsperiode, censureres fraværregistreringen. En lønmodtager, der mister jobbet under et sygefravær, indgår således kun i FRPE med den del af sygdomsforløbet, der ligger i en ansættelsesperiode.<sup>3</sup> Derudover indeholder FRAN og FRPE heller ikke oplysninger om borgere i nogen former for støttet beskæftigelse (løntilskud, fleksjob og lign.).

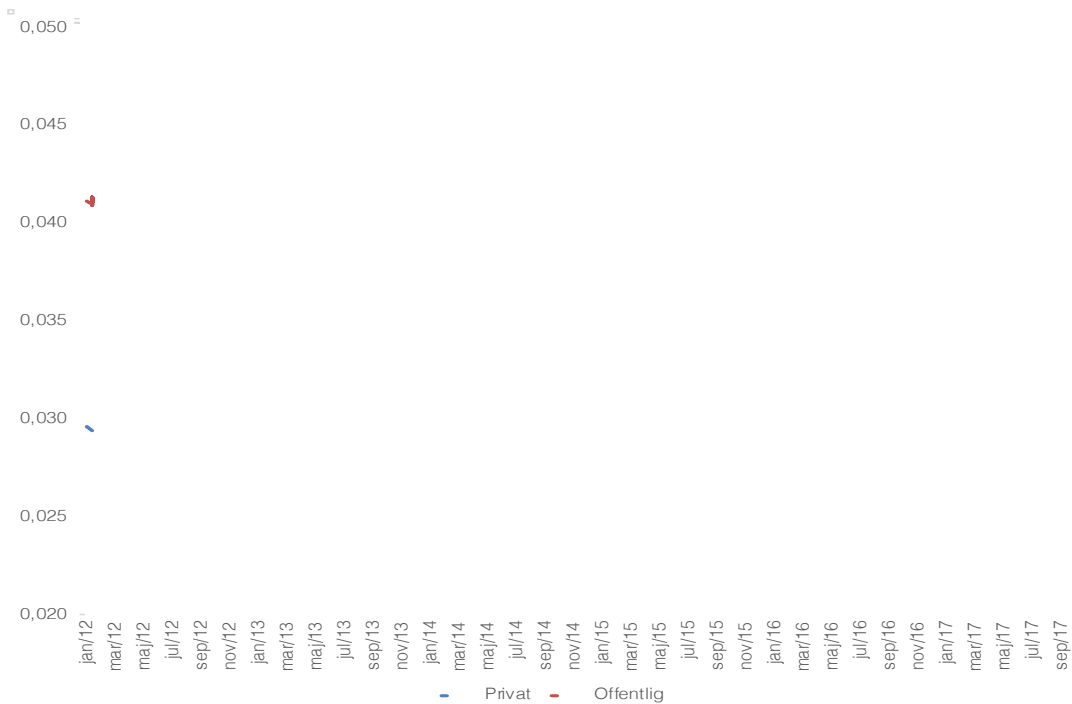
De rå fraværstal opdelt på sektor samt de tilhørende overlevelseskurver er afbildet i Figur 1 og Figur 2 nedenfor. I overensstemmelse med Beskæftigelsesministeriet 2018, ser vi af Figur 1, at sygefraværsomfanget er væsentligt højere i den offentlige sektor end i den private. Omkring halvdelen af alle sygefraværforløb er overstået efter én dag. Og kun 10% varer længere end en uge. Disse tal adskiller sig ikke væsentligt på tværs af sektor.

---

<sup>2</sup> Data indeholder vægte for den del af data, hvor sandsynligheden for udtagelse ikke er 1. Disse vægte bruges i nedenstående økonomiske analyser.

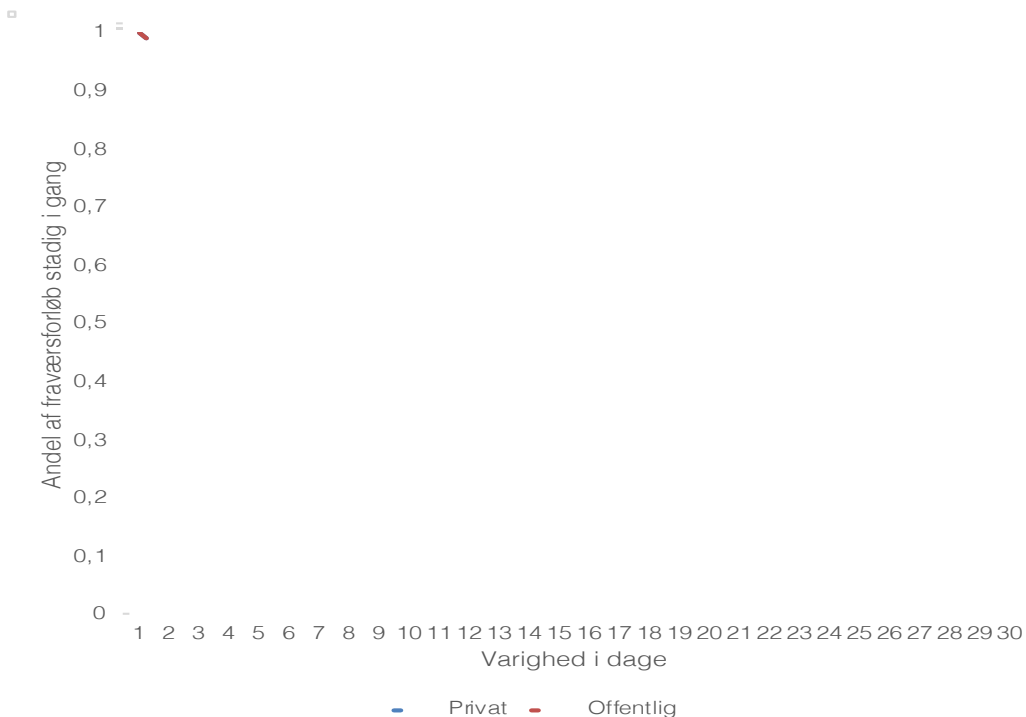
<sup>3</sup> Omkring 1/2% af sygefraværforløbene i FRAN har et sluttidspunkt i ansættelsesforholdet, der ligger en uge eller mindre efter fraværsperiodens slutdato. Inklusion af eventuelle efterfølgende sygedagpengeforløb øger den gennemsnitlige varighed af fravær på anden decimal.

FIGUR 1: UDVIKLING I MÅNEDLIG SYGEFRAVÆR, 2012-2017. SEKTOROPDELT.



Note: Egne beregninger på baggrund af FRAN og FRPE. For at udjævne de store sæsonudsving i sygefraværet, har vi lagt en MA(12)-proces over de rå månedssdata.

FIGUR 2: GENNEMSNITLIGE OVERLEVELSESKURVER (MÅLT I DAGE), SEKTOROPDELT.



Note: Egne beregninger på baggrund af FRPE og FRAN. Ved censureringen efter 30 dage er 2,3 hhv 2,7% stadig sygemeldte. Efter 61 dage er der under 1% tilbage i den private sektor. Der er under 1% tilbage i den offentlige sektor efter 75 dage.

## 4.4 SGDP – Sygedagpenge

Sygedagpengeregistret indeholder oplysninger om alle dagpenge, der udbetales af kommunerne i forbindelse med sygdom og barsel. Det er i data detaljerede oplysninger om lovbestemmelserne bag udbetalinger (se Boks 1 for relevante regler); hvilken periode dagpengene dækker; samt hvem dagpengene udbetales til (som refusion til arbejdsgiveren eller til den sikrede selv).

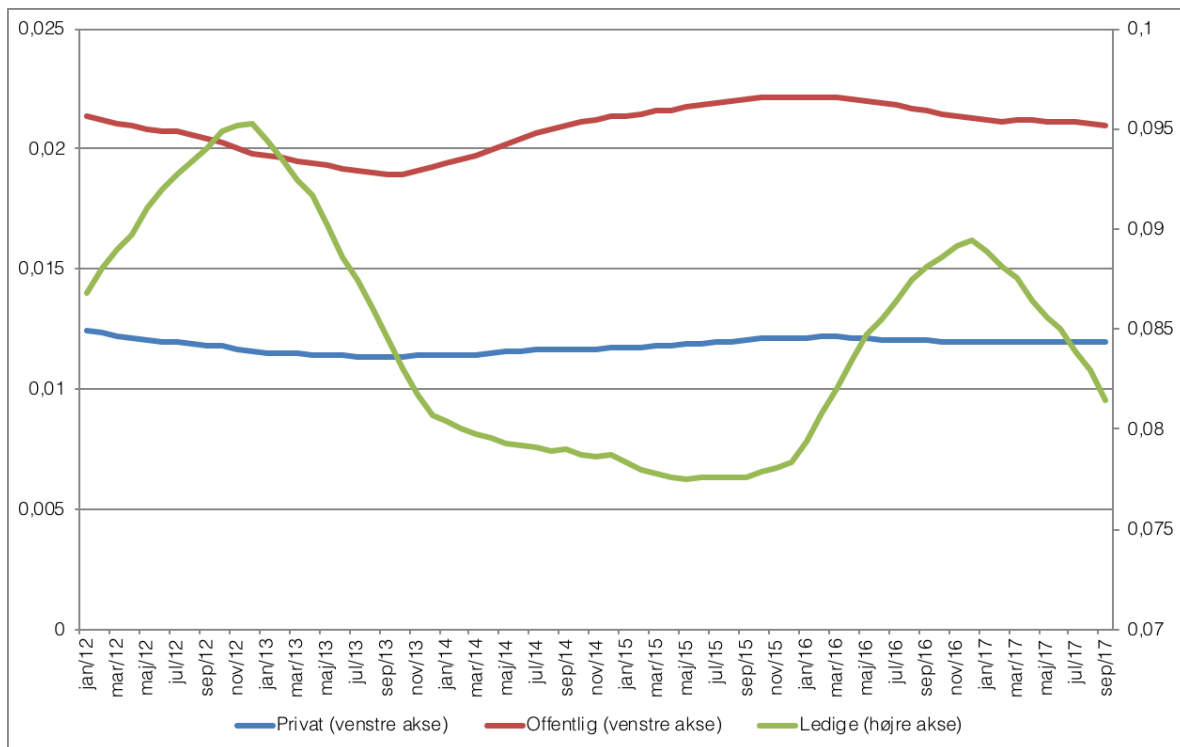
Vi ser i nedenstående alene på sygedagpengesager, hvor årsagen til udbetaling af sygedagpenge ved *starten* af sygedagpengeperiode (dvs. sagsarten ved fraværets start) er 'efter arbejdsgiverperioden', 'forsikrede arbejdsgivere', 'ingen arbejdsgiverperioder' samt 'arbejdsløse'.<sup>4</sup> Selvom sagsarten måtte skifte i løbet af sygedagpengeperiode, censurerer vi altså ikke forløbet. Vi måler længden af det samlede antal fraværsdage for hele sagsperioden eksklusiv en eventuel arbejdsgiverperiode. Sektoroplysninger for lønmodtagere hentes fra ansættelsesforholdet ved sygedagpengeforløbets start i BFL.

De rå sygedagpengetal opdelt på sektor samt fra ledighed er afbildet i Figur 3. Figur 4 indeholder de tilhørende overlevelseskurver. Også blandt offentligt ansatte er andelen på sygedagpenge højere end for den private sektors ansatte. Hvor andelen på sygedagpenge blandt privatansatte ligger og svinger omkring 1,2%, ligger det tilsvarende niveau på 2% blandt de offentligt ansatte. Det tilsvarende tal, for sygedagpengemodtagere, der kommer fra arbejdsløshed er dog væsentligt højere og ligger fra 2012 til 2017 mellem 8 og 9,5%. Omkring halvdelen af alle påbegyndte sygedagpengesager er afsluttet efter omkring et par uger blandt privatansatte og ledige. For de offentlige ansatte er overlevelseskurven først under 50% efter 40 dages forløb. I den private sektor varer de 10% længste forløb mindst 180 dage, mens de tilsvarende tal for den offentlige sektor og sygedagpengemodtagere fra ledighed er på 230 og 275 dage.

---

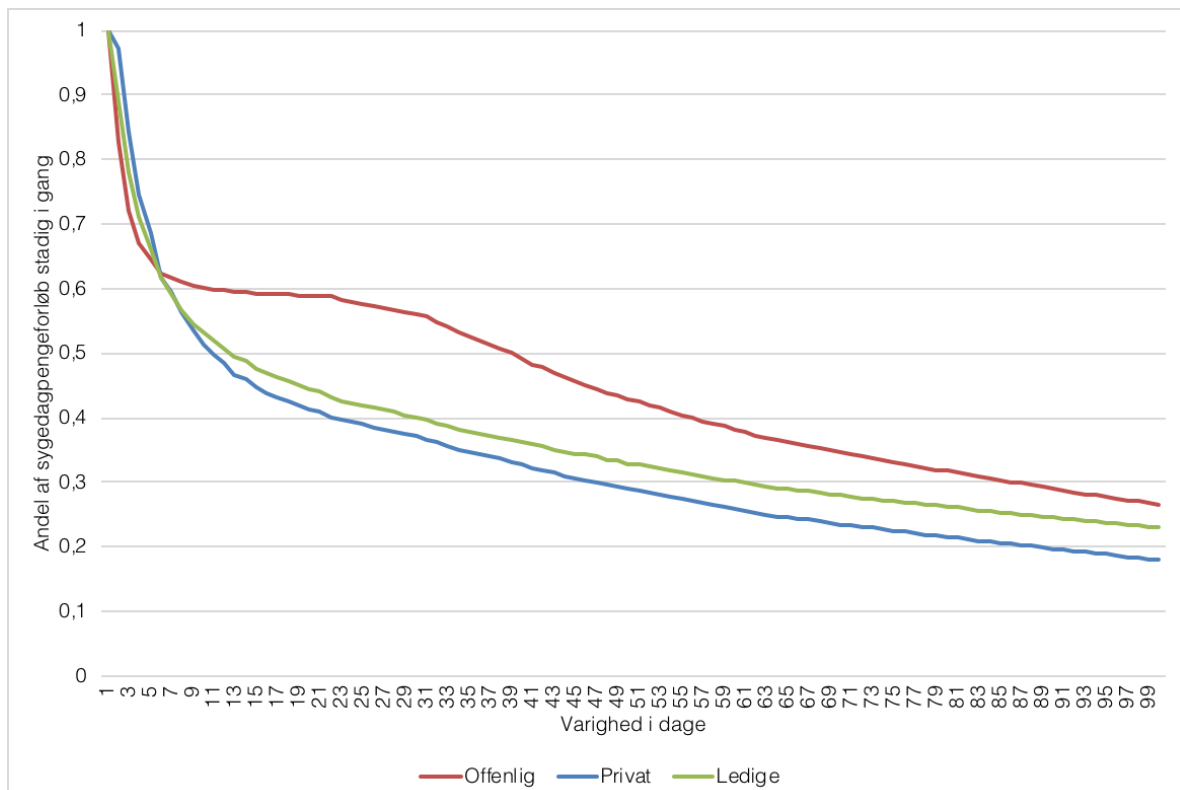
<sup>4</sup> Vi udelader således alle sager, der starter som følge af graviditet, fødsel, (bort-)adoption, udskudt orlov, pasning af syge børn samt arbejdsskader. Derudover udelader vi sygedagpengeforløb for selvstændige, kronisk syge og flexjobbere.

FIGUR 3: UDVIKLING I MÅNEDLIG SYGEDAGPENGEFRAVÆR, 2012-2017. SEKTOROPDELT.



Note: Egne beregninger på baggrund af SGDP, BLF og ILME. For at udjævne de store sæsonudsving i sygedagpengefraværet, har vi lagt en MA(12)-proces over de rå månedsdata.

FIGUR 4: GENNEMSNITLIGE OVERLEVELSESKURVER (MÅLT I DAGE), SEKTOROPDELT.



Note: Egne beregninger på baggrund af SGDP, BLF og ILME. Ved censureringen efter 100 dage er 11% hhv. 17% stadig sygemeldte fra den private og offentlige sektor. Fra ledighed er stadig 12% på sygedagpenge. Efter 365 dage er der omkring 3% tilbage i den private sektor, 5% fra den offentlige sektor og 4% blandt de ledige.

## 5. Økonometrisk metode og identifikation af konjunktoreffekter

I denne rapport analyseres, hvordan konjunkturændringerne fra 2012 til 2017 har påvirket sygefravær og sygedagpengeforløb for private og offentlige ansatte. Vi undersøger også, hvordan tilgangen og længden af sygedagpengeforløb blandt ledige påvirkes af konjunktursituationen. I appendiks er en række følsomhedsanalyser, hvor vi inkluderer data tilbage fra 2008.

Nedenfor gennemgår vi vores metoder til estimation af konjunktoreffekterne. Vi estimerer effekterne af konjunkturerne på tre marginer:

- 5.1 Den ekstensive margin – om lønmodtageren i en given kalendermåned *påbegynder* et fraværforløb hhv. sygedagpengeforløb.
- 5.2 Den intensive margin – varigheden blandt de påbegyndte forløb målt i dage.
- 5.3 Den samlede effekt – summen af 1) og 2) målt som andelen af en given kalendermåned, hvor lønmodtageren er fraværende.

For alle tre marginer rapporterer vi to punktestimater: den marginale effekt samt elasticitetsskøn. Den marginale effekt (koefficientskønnet) fortæller, hvordan den afhængige variabel ændrer sig ved en marginal ændring i vores konjunkturmål. Elasticitetsskønnet udtrykker den procentuelle ændring i den afhængige variabel som følge af en ændring på ét procentpoint i vores konjunkturmål.

### 5.1 Den ekstensive margin

Denne model kan tolkes som en standard selektionsmodel, dvs. en model for lønmodtager  $i$ 's (ansat i branche  $b$  i kommune  $k$ ) tilbøjelighed til at påbegynde et sygefraværforløb i kalendermåned  $t$ .<sup>5</sup> Denne tilbøjelighed er uobserveret (latent) og benævnt med  $Y_{ibkt}^*$ . Vi observerer  $Y$ , når  $Y_{ibkt}^* > 0$ , og kan opstille følgende latent index model:

$$Y_{ibkt}^* = x_{ibkt} \beta + \delta U_{bkt} + \mu_i + \mu_t + \mu_{sektor} + e_{it}, \quad (1)$$

<sup>5</sup> Askildsen et al. (2005) satte periodelængde til 1 år. Spørgsmålet der analyseres er således kun, om den enkelte lønmodtager har mindst ét fraværforløb i et givet kalenderår eller ej.

hvor  $U_{bkt}$  afspejler ledigheden i branche  $b$  i kommune  $k$  i kalendermåned  $t$ . mv.  $\mu_i$  er en individualspecifik fixed effect (dækker over fx generel sundhedsstatus for personen), så vi tillader for forskelle i niveauet af de sygefraværet på tværs af lønmodtagerne. I praksis er disse fixed effects ikke estimeret nedenfor på grund af det store antal individer. Vi har i stedet benyttet os af en standard *within* transformation af vores paneler.  $\mu_t$  består af års og kalendermåned-dummies (så vi tillader for sæson-forskelle i sygefraværstilbøjeligheden på tværs af året samt forskelle i niveauerne på tværs af årene) og  $\mu_{sektor}$  er den sektorspecifikke fixed effect (så vi tillader forskelle i sygefraværstilbøjeligheden på tværs af sektorer, se Beskæftigelsesministeriet, 2018).  $X_{ibkt}$  er faktorer, der bl.a. indeholder information om omkostningerne ved sygefravær og marginalnyttens ved fritid.<sup>6</sup>

(1) estimeres som en panel discrete choice model. Konkret har vi estimeret en lineær sandsynlighedsmodel, der også inkluderer 11 kalendermåned-dummies til at opfange sæson samt års-dummies, der fleksibelt fanger evt. sekulære udviklinger i fraværs- og sygedagpengetilbøjeligheden. Vi har for at holde analysens udsagnskraft konservativt sat vores clusters på kommuneniveau. I praksis betyder dette dog ikke noget, da punkttestimatet af vores interesseparameter,  $\delta$ , er mange faktorer større end standardfejlen på samme, uanset cluster-niveau.<sup>7</sup>

## 5.2 Den intensive margin

Den intensive margin estimeres alene for personer med sygefravær hhv. sygedagpengeforløb. Det vil sige betinget på  $Y_{ibt} = 1$ :

$$\text{Log } D_{ibkt} = x_{ibkt}\gamma + \theta U_{bkt} + \eta_{sektor} + \eta_t + \eta_b + v_{it} \quad (2)$$

Pga. logtransformationen af varigheden  $D$ , kan modellen estimeres som en standard lineær paneldata model. I den konkrete specifikation nedenfor var de individ-specifikke effekter

<sup>6</sup> Den sektorspecifikke fixed effect er alene identificeret på baggrund af lønmodtagere, der skifter sektor over årene. Af samme årsag har vi ikke kommune og branchespecifikke dummies med, da disse ikke kunne identificeres i data. De er derfor opfanget af vores lønmodtager fixed-effects. I appendiks har vi en række følsomhedsanalyser af modelspecifikationen. Effekten af konjunkturerne på sygefraværet er stabilt på tværs af specifikationer.

<sup>7</sup> Vi har også estimeret model (1) som en conditional logit. Fordelen ved clogit-modellen er, at den – i modsætning til vores lineære model – naturligt restringerer udfaldsvariablen til at ligge mellem 0 og 1. Ulempen er, at den alene bruger individer med mindst ét sygefraværsforløb i observationsperioden. Dette vil gøre resultaterne mindre generaliserbare. Omvendt, så er vores observationsvindue så stort, at hovedparten, 80%, af vores individer alle har mindst et fraværsforløb. Derudover er der et problem af fortolkningsmæssig karakter i clogit, nemlig at fixed-effects ikke estimeres og i beregningerne af marginal effekterne og elasticiteter sættes FE derfor lig nul. I praksis giver de to modeller også stort set samme punkt-estimat.

ringe identificeret på den intensive margin. Vi har derfor undladt disse men i stedet inkluderet branchespecifikke fixed effects.  $U_{bkt}$  er som ovenfor og måles ved forløbets start.  $\theta$  er interesseparameteren for den intensive margin af analysen.

#### Boks 1

##### Gældende regler for sygedagpenge, 2019, samt udvalgte ændringer over tid

Efter de gældende regler for sygedagpenge kan lønmodtagere, ledige med ret til dagpenge og selvstændigt erhvervsdrivende få sygedagpenge i 22 uger inden for 9 måneder i tilfælde af uarbejdsdygtighed pba. egen sygdom.

##### Beskæftigelseskrav

Modtagelse af sygedagpenge er typisk betinget af enten ret til dagpenge eller at den sygemeldte første fraværsdag har været beskæftiget i mindst 240 timer inden for de seneste 6 afsluttede kalendermåneder.

Frem til 30.juni 2012 var sygedagpenge betinget på beskæftigelse i 13 uger, med mindst 120 timers beskæftigelse.

##### Arbejdsgiver-, kommune- og dagpengeperiode

Lønmodtagere får udbetalt sygedagpenge fra arbejdsgiveren de første 30 dage af sygefraværet, hvis de de seneste 8 uger har arbejdet mindst 74 timer hos pågældende arbejdsgiver. Lønmodtagere, der ikke opfylder betingelserne for arbejdsgiverbetalte sygedagpenge, kan i stedet modtage sygedagpenge fra kommunen, hvis de opfylder visse beskæftigelsesrettede krav. Dagpengeberettigede modtager dagpenge og ikke sygedagpenge de første 14 dage af sygefraværet.

Der er sket omfattende ændringer i arbejdsgiverperioden over tid:

*Fra januar 2000:* Fra 1. januar var arbejdsgiverperioden for offentlige medarbejdere hele perioden, mens den for private medarbejdere var 2 uger

*Fra januar 2000- april 2007:* Fra 1. januar 2000 ophæves sondringen mellem offentlige og private arbejdsgivere, således at også offentlige arbejdsgivere får en arbejdsgiverperiode på 2 uger.

*Fra april 2007 – juni 2008:* Fra 2. april 2007 udvides arbejdsgiverperioden med 1 dag til 15 dage.

*Fra juni 2008 – januar 2012:* Fra 2. juni 2008 udvides arbejdsgiverperioden fra 15 dage til 21 dage.

*Fra januar 2012:* Fra 2. januar udvides arbejdsgiverperioden fra 21 til 30 dage.

##### Revurdering efter ca. 22 uger

Som udgangspunkt ophører retten til sygedagpenge ved udløb af kalendermåneden, når der er udbetalt sygedagpenge i 22 uger inden for de seneste 9 måneder. I de 22 uger medregnes ikke de 30 dages arbejdsgiver/ kommuneperiode. Sygedagpengeperioden kan forlænges pba. 7 eksplicite forlængelsesmuligheder. Opfylder man ikke en af forlængelsesmulighederne, har man ret til et jobafklaringsforløb på ressourceforløbsydelse.

Revurderingen efter 22 ugers sygedagpenge blev indført pr. 1.juli 2013 med sygedagreformen fra 2012, samtidig med at varighedsbegrænsningen til 52 uger med sygedagpenge blev afskaffet.

##### Refusion til arbejdsgiver

Mange overenskomster giver lønmodtagere ret til løn under sygdom. I dette tilfælde får arbejdsgivere refunderet de sygedagpenge, som den ansatte ville have modtaget (efter de 30 dages arbejdsgiverperiode).

##### Sygedagpenge og dagpengeanciennitet

De første 6 uger med sygedagpenge (ekskl. arbejdsgiverperioden, men inkl. kommuneperioden) medregnes som forbrug af dagpengeuger.

## 5.3 Den samlede effekt

Den samlede effekt kombinerer både en ekstensive og den intensive margin. Dette gør vi ved at estimere følgende lineære fixed effects model

$$Y_{ibkt} = x_{ibkt} \alpha + \chi U_{bkt} + \mu_i + \mu_t + \mu_{\text{sektor}} + e_{it}, \quad (3)$$

Hvor  $Y_{ibkt}$  er andelen af en måned, hvor en lønmodtager er fraværende hhv. på sygedagpenge.  $\chi$  er interesseparameteren for den samlede effekt af analysen.



## 6. RESULTATER

Denne sektion indeholder resultaterne af vores analyse. Først gennemgås resultaterne for sygefraværet. Denne analyse er foretaget for det samlede arbejdsmarked samt opdelt på sektor. I det andet afsnit præsenteres resultaterne for sygedagpengeanalyse. Her er foretaget samme opdeling som for sygefraværsanalysen. Derudover er der inkluderet resultater for sygedagpengemodtagelse blandt ledige dagpengemodtagere. Tabellerne indeholder for hver specifikation to resultater: Effekten på sygefraværet af en marginal ændring i ledigheden og det tilhørende elasticitetsskøn.

### 6.1 Estimationsresultater, sygefravær

Tabel 2 nedenfor indeholder resultaterne for sygefraværsanalysen. Tabellen er delt op i to paneler. Panel A indeholder en analyse, hvor vi ikke har korrigeret for ændringer i sammensætningen af den beskæftigede population hen over perioden. Disse tal repræsenterer derfor de rå korrelationer mellem sygefraværet og konjunktursituationen. I Panel B har vi inkluderet individ-specifikke fixed effects. Resultaterne i dette panel skal tolkes som effekterne af ændringer i konjunktursituationen for fastholdt populations-sammensætning. I relation til afsnit 2 svarer det her til, at vi her får udsondret hypotese A, C og D. Hovedkonklusionen fra Tabel 2 er, at sygefraværet er pro-cyklisk. Dette er helt i overensstemmelse med hovedparten af resultaterne fra tidligere studier i Tabel 1. Når den lokale ledighed stiger, så falder sygefraværet – både på den ekstensive margin og samlet set. Varigheden er dog kontracyklisk, men ikke nok til at opveje den procykliske effekt på tilgangen.

#### *Panel A*

En stigning i ledigheden på et procentpoint skønnes på baggrund af Tabel 2 at lede til et fald i sandsynligheden for mindst én sygefraværsmelding i løbet af en kalendermåned på 0,29%. Med et elasticitetsskøn på -1,62 og det faktum, at omkring hver femte lønmodtager i FRAN har mindst ét sygefraværsforløb i måneden, svarer dette til et fald på 2,8%; se boks 2 for beregningen af dette samt efterfølgende fuldtidspersoner. For august 2017 kan dette oversættes til at 5.633 færre FRAN-lønmodtagere ville have haft mindst én sygefraværsdag. Med 2,02 millioner ansatte i FRAN kommer vi frem til det ganske imponerende tal, at for hver gang beskæftigelsen stiger med fire personer, så stiger antallet af lønmodtagere med en sygemelding med én person. For den offentlige sektor er tallet 5,2% svarende til 3.743 færre FRAN-ansatte med en sygemelding, mens de tilsvarende tal for den private sektor er 2,1% eller 2.714 færre privatansatte med en sygemelding.

Bemærk at summen af effekterne for den offentlige og private sektor ikke summer til den samlede, da der er tale om tal baseret på tre forskellige kørsler.

## Boks 2

### Fra elasticitetsskøn til fuldtidspersoner

For at komme fra de estimerede elasticiteter til makrotal er en række beregninger foretaget. Nedenfor er konkrete eksempler på disse. I alle beregningerne for sygefraværet er der brugt fraværsvægte. Dette er ikke nødvendigt i den efterfølgende sygedagpengeanalyse (afsnit 6.2).

#### Den ekstensive margin

Elasticitetsskønnet på den ekstensive margin for den samlede population af beskæftigede i FRAN er på -1,62, jf. Tabel 2. I august 2017 havde 17,2% af FRAN-populationen mindst ét sygefraværsløb. Havde ledigheden været 1%-point højere, ville andelen med mindst ét sygefraværsløb derfor have været 2,8% lavere svarende til et niveau på 16,9%. Da 2.018.456 borgere var i beskæftigede i august 2017 i FRAN-populationen, svarer dette til et fald på 5.633 ( $0,028 \cdot 2.018.456$ ).

#### Den intensive margin

Elasticitetsskønnet på den intensive margin er for den samlede population af beskæftigede i FRAN er på 0,36, jf. Tabel 2. I august måned 2017 var den gennemsnitlige varighed af et påbegyndt sygefraværsløb blandt de beskæftigede i FRAN på 6,14 dage. Havde ledigheden været 1% højere, ville det gennemsnitlige sygefraværsløb derfor have været ( $0,36 \cdot 6,14 \text{ dage} \cdot 0,01 =$ ) 10 minutter længere med en arbejdsdag på 7,4 timer.

#### Samlet effekt

Elasticitetsskønnet på den samlede effekt for populationen af alle FRAN-beskæftigede er på -1,12 jf. Tabel 2. I august måned 2017 var det (fuldtidsvægtede) sygefraværspcent på 2,2%. En stigning i ledigheden på 1 %-point ville derfor have resulteret i et fald i sygefraværspcenten på 0,02%. Beskæftigelsen i FRAN opgjort i fuldtidsækvivalenter var i august 2017 på 1.666.474 personer. 0,2% af 1,6 mio svarer til den 411 fuldtidsækvivalente.

Med en gennemsnitlig varighed af en sygemelding på omkring fem dage i den private sektor og syv dage i den offentlige sektor, leder en stigning i ledigheden med et procentpoint til en stigning i et gennemsnitligt sygefraværsløb med omkring ni minutter. De bagvedliggende rå effektestimater er dog langt fra signifikante og vi kan ikke afvise, at elasticitetsskønnene er fuldstændigt inelastiske (nul).

Samlet set skønner vi, at en stigning i ledigheden med et procentpoint vil lede til et fald i sygefraværet med 1,12%. Det kan synes forholdsvis beskedent, givet et gennemsnitlig månedligt sygefravær på 3,1%. For august måned 2017 ville en stigning i ledigheden på et procentpoint have ledt til et samlet fald på 0,2%-point. Med 1,67 mio. fuldtidsækvivalente i august 2017 svarer det til et fald i 411 fuldtidsstillinger. Sektoropdelt svarer elasticitetsskønnet på -2,3 for den offentlige sektor til et fald på 0,6%-point eller 349 fuldtidsstillinger, mens skønnet på -0,97 for den private svarer til 0,2%-point eller 181 (FRAN-) fuldtidsstillinger. Bemærk som ovenfor, at summen af de to sektorer ikke helt summer til den samlede effekt, da modellerne bag er forskellige.

## Panel B

Panel B gentager kørslerne fra Panel A men med den vigtige forskel, at vi har inkluderet en individspecifik fixed effect. Formålet med dette er, at vi derigennem kan fastholde

sammensætningen af de beskæftigedes sundhedskapital og lignende på tværs af konjunkturudviklingen. Vi kan således give et skøn på, hvor stor en andel af den konjunkturfølsomme del af sygefraværet, der *ikke* drives af en sammensætningseffekt. Bemærk, at vi ikke har haft et panel af tilstrækkelig længde til også at kunne foretage denne dis-aggregering på den intensive margin.

En række pointer er værd at bemærke. For det første, så er skønnene så usikkert estimeret, at selvom punkttestimaterne nok er forskellige i forhold til resultaterne i Panel A i en økonomisk betydning, så kan vi ikke afvise, at de statistisk set er identiske på tværs af de to paneler. For det andet, så synes det højere skøn (numerisk set) på den ekstensive margin for den offentlige sektor (i forhold til den private sektor) fra Panel A at være drevet af de ændringer i sammensætningen, der kommer over den ændrede konjunktursituation. Således er skønnet på elasticiteterne på den ekstensive margin nu ens på tværs af de to sektorer, når vi tager højde for de konjunkturdrevne ændringer i sammensætningen. Endelig ser det ud til, at fastholdelsen af sammensætningen trækker punkttestimaterne i hver sin retning for de to sektorer, når vi ser på den samlede effekt. Hvor elasticitetsskønnet falder (numerisk set) med knap 40% i den offentlige sektor, når vi korrigerer for sammensætningseffekterne, stiger skønnet (igen numerisk set) med 80% i den private sektor. Resultatet at sammensætningseffekten øger elasticitetsskønnet for den private sektor er ikke i overensstemmelse med vores *a priori* forventninger, men svarer dog til resultaterne fundet i Arai & Thoursie (2005) for Sverige beskrevet ovenfor. Det må betyde, at sammensætningseffekten på den intensive margin (varigheden) i den private sektor fra Panel A er så stor, at fortegnet på elasticitetsskønnet skifter fra at være kontracyklisk (når ledigheden stiger, så stiger den forventede varighed af et sygefraværsforløb) – til procyklisk (når ledigheden stiger, så falder den forventede varighed), når der korrigeres for dette. Dette svarer til, at  $D$  fra sektion 2 har en meget stor effekt i den private sektor. At den population, der ansættes på marginen, har en så reduceret afgangsrate fra sygefraværsforløb, at dette dominerer den procykliske moral hazard effekt.

TABEL 2: SYGEFRAVÆRSRESULTATER, 2012-2017. SEKTOROPDELT

	Samlet	Sektorspecifik	
		Offentlig	Privat
<u>Panel A: Eksklusiv individualspecifikke fixed-effects</u>			
<i>Ekstensive margin (0/1):</i>			
Koefficientskøn	-0,29 (0,02)	-0,57 (0,12)	-0,23 (0,07)
Elasticitetsskøn	-1,62 (0,37)	-2,63 (0,56)	-1,47 (0,42)
N	17.388.416	9.999.533	7.385.945
<i>Intensive margin (varighed):</i>			
Koefficientskøn	0,31 (0,20)	0,22 (0,22)	0,33 (0,24)
-			
-			
Elasticitetsskøn	0,36 (0,27)	0,25 (0,27)	0,39 (0,28)
-			
N	15.909.848	10.292.551	5.617.297
<i>Samlet effekt:</i>			
Koefficientskøn	-0,03 (0,01)	-0,07 (0,02)	-0,02 (0,01)
Elasticitetsskøn	-1,12 (0,41)	-2,28 (0,62)	-0,97 (0,51)
<hr/>			
<u>Panel B: Inklusiv individualspecifikke fixed-effects</u>			
<i>Ekstensive margin (0/1):</i>			
Koefficientskøn	-0,19 (0,02)	-0,23 (0,03)	-0,18 (0,03)
Elasticitetsskøn	-1,06 (0,14)	-1,04 (0,12)	-1,16 (0,19)
<i>Samlet effekt:</i>			
Koefficientskøn	-0,04 (0,01)	-0,04 (0,01)	-0,03 (0,01)
Elasticitetsskøn	-1,59 (0,27)	-1,41 (0,21)	-1,76 (0,39)

Note: Egne beregninger. Asymptotiske standardfejl er angivet i parenteser. På den ekstensive margin antager den afhængige variabel værdien 1, hvis lønmodtageren påbegynder mindst et sygefraværsforløb i løbet af kalendermåneden. På den intensive margin estimeres den afhængige variabel log (varighed af fraværsforløb) mål i dage. Estimater er her betinget på, at lønmodtageren har mindst et sygefraværsforløb. Den samlede effekt er estimeret som andelen af en kalendermåned, hvor lønmodtageren er sygemeldt. Den uafhængige variabel er i alle specifikationer den branche- og kommunespecifikke ledighedsgrad. Effekterne på den ekstensive og samlede margin er baseret på tilfældige stikprøver af 500.000 individer. På den intensive margin er alle fraværsforløb brugt. I Panel A er der inkluderet branche x sektor FE, års x sektor FE, kalendermåned x sektor FE samt sektor dummies. I Panel B er der inkluderet individ FE, års x sektor FE, kalendermåned x sektor FE og sektor dummies. Det er ikke muligt at estimere individ FE på den intensive margin.

---

## 6.2 Estimationsresultater, sygedagpenge

Resultaterne for analyserne af sygedagpengenes konjunkturfølsomhed fremgår af Tabel 3 nedenfor. Som for Tabel 2 er resultaterne også her delt op i to paneler. Panel A indeholder analysen, hvor vi ikke har korrigeret for ændringer i sammensætningen af hvem, der er ledig og i beskæftigelse hen over perioden. Disse tal repræsenterer derfor alene de rå korrelationer mellem sygedagpengeomfanget og konjunktursituationen. I Panel B er der inkluderet individ-specifikke fixed effects. Resultaterne i Panel B skal igen tolkes som effekterne af ændringer i konjunktursituationen for fastholdt populations-sammensætning. Konklusionerne, der kan drages af Tabel 3, er knap så entydige som for sygefraværsanalysen ovenfor. Mens den samlede effekt er konjunktur-ufølsom i den offentlige sektor, så er den kontracyklisk for den private sektor men procyklisk fra ledighed.

### *Panel A*

På den ekstensive margin, det vil sige i tilgangen til sygedagpenge, er både skønnet for den private sektor og fra ledighed kontracyklisk. Elasticitetsskønnene er her ganske betragtelige. For den private sektor er den estimerede elasticitet på 9,0. En stigning i ledigheden på én procentpoint skønnes således at lede til en *stigning* i sandsynligheden for at påbegynde en ny sygedagpengesag på 9,0% blandt privatansatte. For august 2017 svarer det en stigning på omkring 1,3%-point eller 2.784 nye sager. Fra ledighed svarer de tilsvarende tal for august 2017 baseret på elasticitetsskønnet på 2,3 til en stigning på 2,5%-point eller 721 nye sager. Tager vi punkttestimatet for den offentlige sektor for pålydende trods den betydelige usikkerhed forbundet med dette skøn er de tilsvarende tal 0,1%-point svarende til 107 nye sager.

På den intensive margin er elasticitetsskønnene væsentligt mere konsistente og procykliske på tværs af de tre udgangspunkter. Fra beskæftigelse er punkttestimatet for elasticiteterne begge meget tæt på -1, mens elasticitetsskønnet på varigheden af sygedagpengeforløbet blandt modtagere, der kommer fra dagpenge er -0,88. Evalueret ved den gennemsnitlig varighed af sygedagpengeforløb påbegyndt i august 2015 på 74,9 og 79,4 dage for den private og offentlige sektor giver det et fald på omkring fem timer for begge sektorer. Med en tilsvarende gennemsnitlig varighed på 121 dage blandt sygedagpengemodtagere fra ledighed resulterer det i et fald på lidt over en arbejdsdag.<sup>8</sup>

---

<sup>8</sup> August 2015 er valgt her – og ikke august 2017 – for ikke at højre-censurere længere forløb ved data-vinduets udløb ved udgangen af 2017.

Effekterne på de to marginer trækker i hver sin retning. Vi kan dog afvise, at den samlede effekt er uafhængig af konjunkturerne. Selvom elasticitetsskønnene er forbundet med en vis usikkerhed, er de dog både fra den private sektor og fra dagpenge statistisk signifikant forskellige fra nul givet konventionelle signifikansniveauer. Skønnet for den offentlige sektor er derimod uelastisk og vi kan ikke afvise, at der slet ikke er nogen samlet sammenhæng mellem sygedagpenge og konjunkturerne. Men da sygedagpengeomfanget fra den private sektor er kontracyklisk, mens det tilsvarende samlede omfang fra ledighed er procyklisk, er det samlede sygedagpengeomfangs følsomhed relativt begrænset. Hvis ledigheden havde været én procentpoint højere i august 2017, skønner vi at det samlede sygedagpengeomfang fra beskæftigelse havde været 371 fuldtidspersoner højere. Fra ledighed ville en tilsvarende stigning i ledigheden på ét procentpoint i august 2017 have ledt til et fald på 126 fuldtidsækvivalente sygedagpengemodtagere. Den samlede effekt af en 1%-stigning ville altså have ledt til en stigning på omkring 250 fuldtidspersoner.

### *Panel B*

Som for sygefraværet ovenfor indeholder Panel B i Figur 3 kørslerne fra Panel A men med inklusion af en individualspecifik fixed effect. Formålet er igen at få fastholdt sammensætningen af de beskæftigedes sundhedskapital mm. på tværs af konjunkturudviklingen. Skønnene i Panel B er vores estimater af, hvor meget af den konjunkturfølsomme del af sygedagpengene, der *ikke* drives af en sammensætningseffekt, jf. afsnit 2. Som for sygefraværet har vi heller ikke her haft adgang til et panel af tilstrækkelig længde til også at kunne udskille sammensætnings-effekten på den intensive margin.

På den ekstensive margin trækkes elasticitetsskønnet – som for sygefraværet i Tabel 2 – for alle fire specifikationer mod nul. Største fald sker for vores koefficientskøn i den private sektor, hvor margineffekten falder fra 0,07 til 0,05. Men i modsætning til Tabel 2, så betyder det her, at den *kontracykliske* effekt, som vi dokumenterer i de rå korrelationer for sygedagpengetilgangen i Panel A kun bliver *forstærket* af sammensætningseffekten. Det er modsat argument A, C og især D i afsnit 2, hvor både sammensætningseffekterne (A og D) samt kravopfyldelse (C) teoretisk set skulle øge konjunkturfølsomheden i positiv retning. Baseret på forskellen i punktestimaterne mellem Panel A og B skønner vi, at omkring 30% af den konjunkturfølsomme tilgang til sygedagpenge fra beskæftigelse drives af sammensætningseffekter, mens den tilsvarende andel fra ledighed er omkring 15%.

Lidt mindre entydigt bliver betydningen af sammensætningseffekterne dog, når vi ser på elasticitetsskønnene for den samlede effekt på tværs af de fire opdelinger. Hvor elasticitetsskønnene for den samlede effekt i Panel B er mindre end de tilsvarende skøn i Panel A fra beskæftigelse, så er skønnet (numerisk) større for populationen af sygedagpengemodtagere, der kom fra ledighed. Det betyder, at den signifikant procykliske effekt på sygedagpenge fra borgere fra ledighed fundet i Panel A næsten udelukkende drives af en sammensætningseffekt. Eller med andre ord: inklusionen af individ fixed effects er nok til næsten helt at fjerne cykliciteten i det samlede omfang fra ledighed.

Fra beskæftigelse kan forskellen i den samlede effekt mellem de to sektorer gives følgende tolkning: Den kontracykliske elasticitetsskøn på 1,74 i den private sektor synes udelukkende at være drevet af en sammensætningseffekt. Når vi tilføjer individ fixed effects i Panel B (og derigennem får fastholdt sammensætningen på tværs af konjunkturudsvingene) forsvinder konjunkturfølsomheden næsten helt (et uelastisk men insignifikant skøn på 0,38). Det må betyde, at lønmodtagere på marginen i den private sektor (dvs. de lønmodtagere, der hyres i højkonjunkturer men fyres i lavkonjunkturer) samlet set er *mindre* tilbøjelige til at være på sygedagpenge end kernemedarbejdere (lønmodtagere, der er i beskæftigelse uanset konjunkturforholdene i vores dataperiode). For den offentlige sektor er historien den samme mht. betydningen af sammensætningseffekten. Vores skøn på den rå sammenhæng mellem konjunktursituationen og det samlede omfang af sygedagpenge er meget tæt på nul (men dog upræcist estimeret). Derimod er det samlede omfang forholdsvis procyklisk med et skøn på -2,25, når vi inkluderer fixed effects. Det vil sige, at også i den offentlige sektor set det ud til, at lønmodtagere ansat på marginen har et mindre træk på sygedagpengesystemet end kernemedarbejdere. Og det i en grad, så den rå korrelation nul (i Panel A) for de offentlig ansatte dækker over det faktum, at kernemedarbejderne – som tilfældet for sygefravær i Tabel 2 – har et højere træk på sygedagpengesystemet samlet set, når konjunkturerne forbedres.

TABEL 3: SYGEDAGPENGESRESULTATER, 2012-2017, SEKTOROPDELT

	Fra beskæftigelse			Fra ledighed
	Samlet	Sektorspecifik		
		Offentlig	Privat	
<b>Panel A: Eksklusiv individualspecifikke fixed-effects</b>				
<i>Ekstensive margin (0/1):</i>				
Koefficientskøn	0,07 (0,01)	0,01 (0,01)	0,07 (0,01)	0,08 (0,01)
Elasticitetsskøn	7,64 (0,80)	0,60 (1,27)	8,99 (0,98)	2,34 (0,35)
N	44.776.193	14.445.963	30.330.230	17.042.123
<i>Intensive margin (varighed):</i>				
Koefficientskøn	-2,89 (0,33)	-2,57 (1,54)	-2,92 (0,41)	-2,12 (0,27)
Elasticitetsskøn	-0,94 (0,02)	-0,92 (0,11)	-0,95 (0,02)	-0,88 (0,03)
N	1.490.453	519.532	970.921	478.010
<i>Samlet effekt:</i>				
Koefficientskøn	0,02 (0,01)	-0,00 (0,02)	0,02 (0,01)	-0,27 (0,02)
Elasticitetsskøn	1,36 (0,39)	-0,04 (0,96)	1,74 (0,52)	-2,36 (0,17)
<b>Panel B: Inklusiv individualspecifikke fixed-effects</b>				
<i>Ekstensive margin (0/1):</i>				
Koefficientskøn	0,05 (0,00)	0,00 (0,01)	0,05 (0,00)	0,07 (0,02)
Elasticitetsskøn	5,36 (0,38)	0,41 (0,79)	6,6 (0,44)	2,00 (0,18)
<i>Samlet effekt:</i>				
Koefficientskøn	-0,01 (0,00)	-0,04 (0,01)	0,00 (0,00)	-0,03 (0,01)
Elasticitetsskøn	-0,51 (0,21)	-2,25 (0,51)	0,38 (0,28)	-0,22 (0,08)

Note: Egne beregninger. Asymptotiske standardfejl er angivet i parenteser. På den ekstensive margin antager den afhængige variabel værdien 1, hvis lønmodtageren påbegynder mindst et sygedagpengesforløb i løbet af kalender-måned. På den intensive margin estimeres den afhængige variabel log (varighed af sygedagpengesforløb) målt i dage. Estimerer er her betinget på, at lønmodtageren har mindst et sygedagpengeforløb. Den samlede effekt er estimeret som andelen af en kalendermåned, hvor lønmodtageren er på sygedagpenge. Den uafhængige variabel er i alle specifikationer den branche- og kommunespecifikke ledighedsgrad. Effekterne på den ekstensive og samlede margin blandt beskæftigede er baseret på tilfældige stikprøver af 1 mio. individer. På den intensive margin og kørslerne fra ledighed er baseret på alle sygedagpengesforløb. I Panel A er der inkluderet branche x sektor FE, års x sektor FE, kalendermåned x sektor FE samt sektor dummies blandt beskæftigede. For ledige har vi alene års FE og kalendermåneds FE. I Panel B er der inkluderet individ FE, års x sektor FE, kalendermåned x sektor FE samt sektor dummies. Det er ikke muligt at estimere individ FE på den intensive margin.



## Referencer

Arai, Mahmood & Peter Skogman Thoursie (2005): Incentives and Selection in Cyclical Absenteeism. *Labour Economics* 12, pp. 269-280.

Askildsen, Jan Erik, Epsen Bratberg & Øivind Anti Nilsen (2005): Unemployment, Labor Force Composition and Sickness Absence: a Panel Study. *Health Economics* 14, pp. 1087-1101.

Audas, Rick & John Goddard (2001): Absenteeism, Seasonality, and the Business Cycle, *Journal of Economics and Business* 53, pp. 405-419.

Beskæftigelsesministeriet og Finansministeriet (2018): Økonomisk Analyse: Sygefravær i den offentlige sektor. December 2018.

Brown, Sarah, Fathi Fakhfakh & John G. Sessions (1999): Absenteeism and Employee Sharing: An Empirical Analysis Based on French Panel Data, 1981-1991. *Industrial and Labor Relations Review* 52, pp. 234-251.

Henrekson, Magnus & Mats Persson (2004): The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System. *Journal of Labor Economics* 22, pp. 87-113.

Johansson, Per & Mårten Palme (1996): Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence using Swedish Micro Data. *Journal of Public Economics* 59, pp.195-218

Johansson, Per & Mårten Palme (2002): Assessing the Effect of Public Policy on Worker Absenteeism. *The Journal of Human Resources* 37, pp. 381-409.

Kenyon, Peter & Peter Dawkins (1989): A Time Series Analysis of Labour Absence in Australia. *The Review of Economics and Statistics* 71, pp. 232-239.

Leigh, Paul (1985): The effect of Unemployment and the Business Cycle on Absenteeism. *Journal of Economics and Business* 37, pp. 150-170.

Markussen, Simen, Knut Røed, Ole J. Røgeberg & Simen Gaure (2011): The Anatomy of Absenteeism. *Journal of Health Economics* 30, pp. 277-292.

Nordberg, Morten & Knut Røed (2009): Economic Incentives, Business Cycles, and Long-Term Sickness Absence. *Industrial Relations* 48, pp. 203-224.

## Appendiks

Resten af dokumentet indeholder dels beskrivende statistik i Tabel A1 af vores uafhængige variabel i ovenstående analyser – ledigheden. Ledighedstallene er fremkommet som beskrevet i afsnit 4.1 og 4.2 .

Derudover indeholder Tabel A2 og A3 følsomhedsanalyser for den samlede population af beskæftigede, svarende til første søjle med resultater i Tabel 2 og Tabel 3 ovenfor. Vi har eksperimenteret med en række specifikationer. Dels har vi udvidet datavinduet fra 2012-2017 til 2010-2017. For sygedagpengeanalysen er det muligt at gå tilbage til før Finanskrisen i 2009. Så der har vi udvidet datavinduet til også at inkludere 2008 og 2009. Samtlige parameter-estimer er stabile, når vi foretager disse udvidelser. Den eneste undtagelse er sygedagpengeforløbene på den intensive margin, der ser ud til at blive mindre konjunkturfølsom, jo større datavindue vi benytter. Som det fremgår af Boks 1 ovenfor, har området været udsat for en række reformer over årene. Fra sommeren 2012 øges beskæftigelseskravet for at man som lønmodtager kan modtage sygedagpenge og i sommeren 2014 introduceres jobafklaringsforløb efter 22 uger. For at teste følsomheden af vores resultater med hensyn til disse to reformer, har vi inkluderet to reform-dummies, der tager værdien én efter sommeren 2012 og sommeren 2014. Disse reformer synes ikke at påvirke nogen af resultaterne overhovedet. I FRPE er det muligt at udskille børns sygdom som fraværsårsag. Gør vi det, er sygefravær ikke længere konjunkturfølsomt på den intensive margin. Bemærk dog her, at eksklusionen på ingen måde påvirker præcisionen af vores estimat – i ingen af tilfældene er den her signifikant forskellig fra nul. Som sidste følsomhedstest har vi fjernet lange fraværs- og sygedagpengeforløb. For fravær har vi fjernet alle forløb med varigheder længere end 30 dage (omkring 2,5%) og for sygedagpengeanalysen har vi fjernet forløb med varigheder ud over 90 dage (knap 15%). Eneste bemærkelsesværdige er her, at punkttestimatet på den intensive margin for sygedagpengeforløbene mere end halveres. Resultaterne er altså her følsomme over for inklusionen af særligt lange forløb.

TABEL A1: FORDELING AF MÅNEDLIGE LEDIGHEDSGRADER, KOMMUNE OG BRANCHEOPDELT, 2010-2017

Population	Antal observationer	Gns	std.afv.	95 ptl	Median	5 pctl
Fulde population	110.136.195	0,044	0,017	0,072	0,043	0,019
Brancheopdelt						
Bygge og anlæg	1.400.236	0,066	0,033	0,132	0,060	0,026
Ejendomshandel og udlejning	706.068	0,040	0,013	0,060	0,039	0,020
Erhvervsservice	8.432.609	0,074	0,024	0,117	0,069	0,036
Finansiering og forsikring	5.395.783	0,019	0,009	0,035	0,019	0,007
Handel og transport mv.	15.650.772	0,043	0,010	0,059	0,043	0,028
Industri, råstofindvinding og Forsyn.-virk.	11.720.005	0,040	0,019	0,071	0,036	0,018
Information og kommunikation	3.170.297	0,040	0,012	0,058	0,041	0,020
Kultur, fritid og anden service	2.721.613	0,053	0,015	0,074	0,054	0,027
Landbrug, skovbrug og fiskeri	93.903	0,047	0,023	0,090	0,043	0,020
Off. Adm., undervisning og sundhed	62.185.997	0,042	0,010	0,058	0,042	0,024
Sektorvægtet						
Offentlig	64.983.456	0,044	0,014	0,064	0,043	0,025
Privat	46.804.518	0,043	0,021	0,081	0,041	0,016

Note: De månedlige ledighedsgrader er beregnet på baggrund af den fulde population af lønmodtagere i *e-indkomst*. Ledighed er her alene opgjort som dagpengeudbetalinger. Antal observationer benyttet dækker over summen af ansatte og dagpengemodtagere. Klassifikationen af brancheopdelingen følger 10-std.gr fra Dansk Branchekode DB07

TABEL A.2: FØLSOMHEDSANALYSE SYGEFRAVÆR, SAMLET

	2012-2017	2010-2017	MED REFORM- DUMMIES	Uden barnet første sygedag	Fjerner forløb over 30 dage
<i>Ekstensive margin (0/1)</i>					
koefficientskøn	-0,19 (0,02)	-0,14 (0,02)	-0,19 (0,02)	-0,16 (0,03)	-0,18 (0,02)
<i>Intensive margin (varighed)</i>					
koefficientskøn	0,31 (0,20)	0,24 (0,17)	0,30 (0,20)	0,08 (0,22)	0,16 (0,18)
<i>Samlet effekt</i>					
Koefficientskøn	-0,04 (0,01)	-0,02 (0,00)	-0,04 (0,01)	-0,04 (0,01)	-0,02 (0,00)

Note: Egne beregninger. Asymptotiske standardfejl er angivet i parentes. Første kolonne indeholder resultaterne fra hovedanalysen. Se brødtekst og noteteksten til Tabel 3 for yderligere forklaring.

TABEL A.3: FØLSOMHEDSANALYSE SYGEDAGPENGE, SAMLET FRA BESKÆFTIGELSE

	2012-2017	2010-2017	2008-2017	MED REFORM- DUMMIES	Fjerner forløb over 90 dage
<i>Ekstensive margin (0/1)</i>					
koefficientskøn	0,05 (0,00)	0,05 (0,00)	0,05 (0,00)	0,05 (0,00)	0,05 (0,00)
<i>Intensive margin (varighed)</i>					
koefficientskøn	-2,89 (0,33)	-2,01 (0,30)	-1,70 (0,30)	-2,84 (0,38)	-1,28 (0,23)
<i>Samlet effekt</i>					
koefficientskøn	-0,01 (0,00)	0,01 (0,00)	0,01 (0,00)	-0,01 (0,00)	0,01 (0,00)

Note: Egne beregninger. Asymptotiske standardfejl er angivet i parentes. Første kolonne indeholder resultaterne fra hovedanalyserne. Se brødtekst og noteteksten til Tabel 3 for yderligere forklaring.