

**METRICA**

# Relative effekter af digitale versus fysiske samtaler

**Michael Rosholm**

**Michael Svarer**

## Rapport

September 2021

## INDHOLDSFORTEGNELSE

1.	INDLEDNING	3
2.	DATAGRUNDLAG	5
3.	STATISTISK METODE	7
4.	DISKUSSION AF ANALYSERNES VALIDITET	8
5.	LITTERATURLISTE	9

# 1. INDLEDNING

Brugen af samtaler som en del af den aktive arbejdsmarkedspolitik har igennem mange år været en central del af indsatsen for at hjælpe ledige i stabil beskæftigelse. I takt med stigende digitalisering generelt i samfundet, og fremskyndet af Covid-19 pandemiens behov for at reducere fysisk samvær, har brugen af digitale samtaler som et supplement eller erstatning for fysiske samtaler været stigende.

I forhold til at vurdere om det også fremadrettet, og i en verden uden afstandskrav, vil være ønskeligt med større brug af digitale samtaler er det relevant at belyse om effekten af digitale samtaler afviger fra fysiske samtaler.

I denne rapport er det på baggrund af erfaringer med både fysiske og digitale samtaler før og under Covid-19 perioden forsøgt belyst, hvad effekten af de to samtaleformer er på afgangsraten til beskæftigelse.

Tidligere internationale og nationale evalueringer af brugen af samtaler viser, at der typisk er en positiv effekt på afgangsraten til beskæftigelse. Rosholm (2014) og Maibom, Rosholm & Svarer (2017) gennemgår litteraturen på området detaljeret og viser, at 30 af 37 studier finder signifikant positive effekter af samtaler, mens de resterende syv er insignifikante.

Det er eksempelvis fundet meget tydeligt i det randomiserede forsøg *Hurtig i gang 2*, der viste, at intensive individuelle samtaler tidligt i et ledighedsforløb havde en markant positiv effekt på afgangsraten til beskæftigelse.<sup>1</sup> Tilsvarende positive effekter af samtaler på danske data er påvist baggrund af en register-baseret effektevaluering<sup>2</sup>.

Med hensyn til relative effekter af digitale og fysiske samtaler er der ikke megen viden, men der er et nyere svensk randomiseret studie af Cheung m. fl. (2019), der finder, at en indsats med flere samtaler har en positiv effekt på afgangsen til beskæftigelse. Det gælder både hvis samtalerne er fysiske eller digitale, og der er ikke signifikante forskelle på de to samtaleformer.

Den relative effekt af digitale vs. fysiske samtaler er søgt belyst ved en registerbaseret effektevaluering baseret på en såkaldt timing-of-events varighedsmodel.<sup>3</sup>

For at vurdere om deltagelse i enten en fysisk eller digital samtale påvirker ledighedslængden er det nødvendigt at kunne sammenligne dem, der deltager i samtalerne med nogen, der er

---

<sup>1</sup> Se Maibom, J., M. Rosholm & M. Svarer (2017).

<sup>2</sup> Se van den Berg, G., L. Kjærsgaard & M. Rosholm (2012).

<sup>3</sup> Det er samme empiriske strategi som blev anvendt i van den Berg, Kjærsgaard & Rosholm (2012).

sammenlignelige på relevante karakteristika, men som ikke har deltaget i samtaler. I Hurtig i gang 2 forsøget var sammenligningsgrundlaget de, der ikke fik intensive samtaler fordi de var udvalgt til kontrolgruppen, og det var således muligt at identificere effekten af samtaler. I den tidligere register-baserede undersøgelse sammenlignede man ledige med samme ledighedsanciennitet, hvor nogen havde haft samtaler og andre ikke havde. Her var identifikation af effekten mulig, da der var stor variation i hvornår ledige deltog i en samtale.

Det har under analysearbejdet vist sig, at der er en udfordring ved at identificere effekten af samtaler, da den nuværende udformning af den aktive arbejdsmarkedspolitik i Danmark medfører, at stort set alle ledige har hyppige samtaler allerede tidligt i ledighedsforløbet. Det indebærer, at det er vanskeligt at finde personer, der ikke har haft samtaler – ud over dem, der undtages fra samtaler, fordi de allerede har fundet beskæftigelse, men endnu ikke er påbegyndt det nye job. Der er således en stor risiko for, at de der ikke har registreret samtaler, og som derfor vil udgøre sammenligningsgruppen, allerede har fundet beskæftigelse og dermed vil forlade ledighedsregistret inden for få uger. Det vil give en skævhed i effekten af samtaler i en negativ retning.

Baseret på analyser af brugen af samtaler både umiddelbart inden og under Covid-perioden er det vurderingen, at den hyppige brug af samtaler medfører, at det ikke er muligt at identificere den reelle effekt af at deltage i samtaler for ledige. Det implicerer også, at det ikke er muligt at identificere den relative effekt af digitale og fysiske samtaler.

I den resterende del af denne afrapportering præsenteres kortfattet datagrundlag, metodevalg og udvalgte figurer og resultater, der begrundes ovenstående konklusion.

## 2. DATAGRUNDLAG

Der er anvendt data fra DREAM samt et udtræk af samtaler leveret af STAR. Ydermere anvendes information om lediges eventuelle deltagelse i det såkaldte a-kasseforsøg for at rense de estimerede effekter af samtaler for at nogle ledige deltager i a-kasseforsøget<sup>4</sup>. Endelig anvendes information om fritagelse for samtaler pga. snart foregående afgang til beskæftigelse. Vi definerer to perioder; Covid-perioden som løber fra og med juni 2020 til og med marts 2021, og perioden før, som løber fra juni 2019 til marts 2020.

Tabel 1 viser antal ledighedsforløb, digitale og fysiske samtaler mv. for dagpengemodtagere og jobparate kontanthjælpsmodtagere før og under Covid-perioden. I den resterende del af dette notat fokuseres på dagpengemodtagerne, da der er flest af disse, og da resultaterne for jobparate kontanthjælpsmodtagere ikke afviger nævneværdigt herfra.

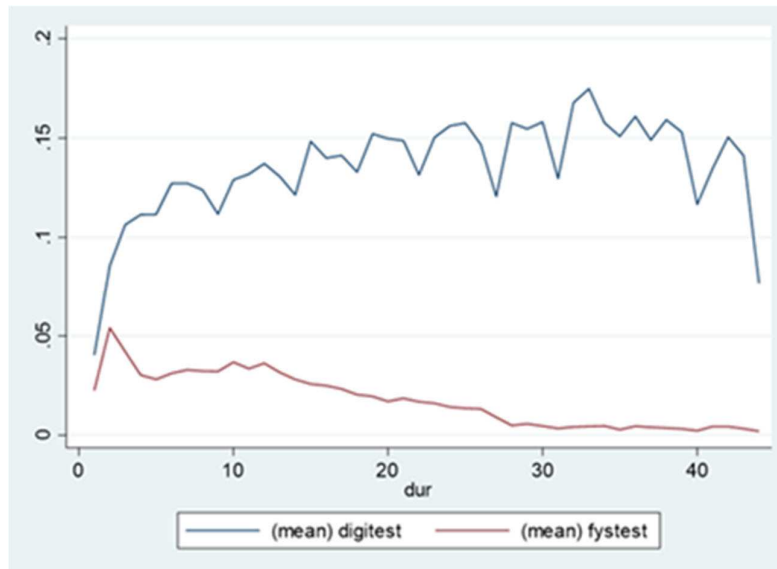
**Tabel 1: Datagrundlag**

	Dagpengemodtagere		Jobparate kontanthjælpsmodtagere	
	Juni 2019-marts 2020	Juni 2020-marts 2021	Juni 2019-marts 2020	Juni 2020-marts 2021
I 41/40 jobcentre				
Antal påbegyndte ledighedsforløb	102.075	103.174	11.493	10.669
Antal samtaler	181.680	161.565	23.528	22.490
- Heraf digitale	17.562	140.885	1.893	16.187
- Heraf fysiske	164.118	20.680	21.635	6.303
Antal forløb med mindst én samtale	67.247	60.588	8.966	8.376
Antal forløb med skift i samtaletype	24.071	20.200	2.748	4.633

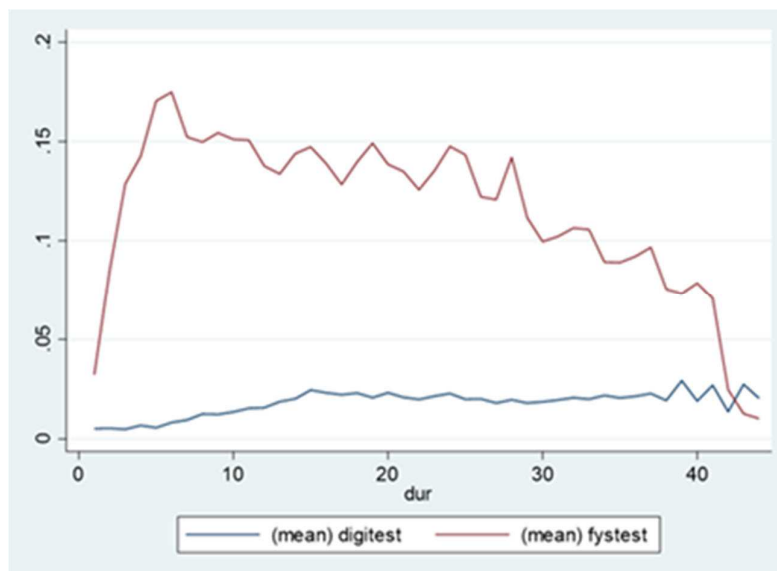
Figur 1 og 2 neden for viser, hvordan digitale og fysiske samtaler fordeler sig på ledighedsvarigheder for dagpengemodtagere i de to perioder (under og før Corona).

<sup>4</sup> A-kasseforsøget er et 4-årigt forsøg, hvor ni udvalgte a-kasser har fået ansvaret for kontaktforløbet i opsigelsesperioden og de første tre måneder af ledighedsforløbet for dagpengemodtagere.

**Figur 1.** Samtaleintensitet (andel med given type samtale blandt de fortsat ledige) efter ledighedsvarighed, Covid-perioden



**Figur 2.** Samtaleintensitet (andel med type samtale blandt de fortsat ledige) efter ledighedsvarighed, før Covid-perioden



Den samlede samtaleintensiteten er summen af de fysiske og digitale samtaler, og den ligger i begge perioder omkring 0,15 i stort set hele observationsperioden, svarende til at der i snit afholdes en samtale ca. hver 7. uge ( $1/0,15$ ). Samtaleintensiteten af samtaler er således meget højere end i tidligere danske og internationale evalueringer af samtaler.

Det bemærkes endvidere, at i Covid-perioden er størstedelen af de afholdte samtaler digitale, mens det i perioden før Covid forholder sig omvendt.

### 3. STATISTISK METODE

Effekten af forskellige typer samtaler (fysiske og digitale, hvor digitale kan underopdeles i telefoniske og video/zoom samtaler) estimeres i en varighedsmodel med tilknyttede ligninger for selektion ind i de to (tre) samtaletyper. En sådan model kaldes for en 'timing-of-events' model, idet effekten af samtaler identificeres af tilstedeværelse af eksogen variation i timingen af samtalerne. Ikke-parametrisk identifikation af modellens parametre er vist af Abbring & van den Berg (2003a, 2003b), og modellens empiriske egenskaber analyseres af Gaure, Røed & Zhang (2007).

Afgangsraten fra ledighed til beskæftigelse beskrives ved følgende ligning:

$$\theta_u(t|x(t), \{d_{1m}(t), d_{2m}(t)\}_{m=1}^M, v_u) = \lambda_u(t)\varphi_u(x(t), \{d_{1m}(t), d_{2m}(t)\}_{m=1}^M, v_u)$$

hvor  $d_{1m}(t)$  og  $d_{2m}(t)$  er indikatorer for hhv. at have den  $m$ 'te fysisk eller en digital samtale i en given uge eller i en foregående uge. Effekten af en foregående samtale nulstilles, når der afholdes en ny samtale.  $x(t)$  er et sæt potentielt tidsvarierende forklarende variable, og  $v_u$  er et uobserverbart stokastisk element – en random effect.

Funktionen  $\varphi_u(\cdot)$  angiver således sammenhængen mellem afgang til beskæftigelse og henholdsvis den lediges observerede karakteristika,  $x(t)$ , og samtaledeltagelse,  $d(t)$ . Den specificeres som

$$\exp\left[x(t)\beta_u + \sum_{m=1}^M (d_{1m}(t)\gamma_{1m,t-t_{m-1}} + d_{2m}(t)\gamma_{2m,t-t_{m-1}}) + v_u\right]$$

hvor  $t-t_{m-1}$  er tiden siden seneste samtale ( $t_{m-1}=0$  hvis der er tale om første samtale, altså  $m=1$ ).

Tiden fra den  $m-1$ 'te til den  $m$ 'te samtale (selektionsligningerne) kan modelleres som

$$\theta_{jm}(t - t_{m-1}|x(t), v_j) = \lambda_{jm}(t)\varphi_j(x(t), v_j)$$

for  $j=1,2$ . Dette korresponderer til den model, som blev estimeret - for én universel type samtaler - af van den Berg, Kjærsgaard & Rosholm (2012).

I denne analyse estimeres en marginalt simple model, hvor kun selektionsligningerne ind i den første samtale modelleres:

$$\theta_{j1}(t|x(t), v_j) = \lambda_{j1}(t)\varphi_j(x(t), v_j)$$

for  $j=1,2$ .

Modellens parametre estimeres ved hjælp af maximum likelihood. Parametrene i fordelingen for random effects estimeres ikke-parametrisk ved brug af Heckman-Singer metoden.

## 4. DISKUSSION AF ANALYSERNES VALIDITET

De overordnede resultater for dagpengeberettigede ledige viser, at der er signifikante negative effekter af samtaler på afgangsraten til beskæftigelse, og at der ikke er signifikante forskelle på fysiske og digitale samtaler. Effekterne er af en størrelsesorden, så de svarer til en reduktion af afgangsraten til beskæftigelse på 9-31 procent. Disse negative effekter er i direkte modstrid med alle tidligere resultater både i danske og international kontekst, hvorfor det naturligvis bør overvejes, hvad der kan ligge bag disse. Der er to muligheder; enten har beskæftigelsesindsatsen ændret sig markant gennem det seneste årti på en måde, som har gjort samtaleeffekterne negative, eller også er der forhold i data og/eller forhold ved beskæftigelsespolitikken, som bevirker, at resultaterne ikke kan gives en kausal fortolkning. Dette diskuteres i det følgende.

Samtaleintensiteten er forøget markant siden 00'erne, således at alle ledige har hyppige samtaler tidligt i ledighedsforløbet. Det er naturligvis ikke umuligt, at dette kan have ført til negative samtaleeffekter, men det er i modstrid med den viden, der kom fra Hurtigt i gang 2 forsøget. Her var indsatsen endnu hyppigere samtaler end det er tilfældet i den aktuelle arbejdsmarkedspolitik, og der var som nævnt meget positive effekter på afgangsraten til beskæftigelse. På denne baggrund vurderes det som mindre sandsynligt, at samtaleeffekterne reelt er stærkt negative.

Vi ser tre mulige årsager til, at de estimerede negative effekter skyldes bias:

1. **Motivationseffekter i sammenligningsgruppen:** Her er det værd at notere sig, at Rosholm (2008) i en mediatoranalyse af Hurtigt i gang finder indikation for, at en stor del af effekten af fysiske samtaler består af en motivationseffekt – det er altså udsigten til at skulle til fysisk samtale, som giver en positiv effekt. Det indebærer, at ledige finder beskæftigelse *inden* de skal til fysisk samtale som følge af udsigten til fx at skulle dokumentere sin jobsøgning. Dette resultat understøttes af resultaterne fra et svensk lodtrækningsforsøg, hvor indkaldelse til en fysisk samtale øger afgangsraten til beskæftigelse med 46 procent, se Hägglund (2011). Et tilsvarende resultat findes også fra USA (Black m.fl., 2003). Alle disse resultater stammer fra lodtrækningsforsøg, hvor det kun er deltagerne som udsættes for mere intensive forløb. I indeværende analyse gælder imidlertid, at alle ledige skal deltage i hyppige samtaler. De som reagerer på udsigten hertil ved at finde beskæftigelse inden samtalen befinder sig således i sammenligningsgruppen, hvilket trækker effekterne af *afholdte* samtaler nedad (fordi der ikke kan kontrolleres for motivationseffekten).
2. **Manglende variation i timingen af samtaler:** Hertil kommer, at det er svært at identificere overordnede samtaleeffekter, da der er ikke megen variation i timingen af disse; 80% har første samtale inden 10 ugers ledighed, og de resterende 20% er for en stor dels vedkommende personer, som deltager i a-kasseforsøget (hvilket der kontrolleres for). Da 'timing-of-events' modellen lever af variation i timingen af samtaler er det derfor usikkert, om den fundne variation er tilstrækkelig til at identificere egentlige samtaleeffekter.
3. **Fritagelse for samtaler for personer på vej i job:** Personer, som er på vej i job, kan fritages for samtaler i op til seks uger inden jobbet påbegyndes. Vi har på forskellig vis forsøgt at kontrollere herfor, hvilket reducerer de negative effekter en smule, men det kan tænkes, at ikke alle registrerer, at de er på vej i job, hvorfor dette stadig vil give en bias i negativ retning, hvis de alligevel undlader at booke samtaler.



Spørgsmålet er så, hvis vi ikke kan stole på de absolutte samtaleeffekter, kan vi så stole på resultatet om at vi ikke finder signifikante forskelle på fysiske og digitale samtaler? Her må svaret åbenlyst være nej. Dels er der formentlig selektion ind i forskellige typer samtaler, dels kan der være forskellige motivationseffekter forbundet med de forskellige typer samtaler.

Konklusion på analyserne er derfor, at vi ikke kan konkludere noget om de relative effekter af digitale samtaler.

## 5. LITTERATURLISTE

Abbring, J.; van den Berg, G. (2003a), "The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models," *Econometrica* 71 (5), 1491–1517.

Abbring, J.; van den Berg, G. (2003b), "The identifiability of the mixed proportional hazards competing risks model," *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 65 (3), 701–710.

Black, D. A., J. A. Smith, M. C. Berger & B.J. Noel, 2003. "Is the Threat of Reemployment Services more Effective Than the Services Themselves? Evidence from Random Assignment in the UI system." *American Economic Review*, 93, 1313-1327.

Cheung, M., J. Egebark, A. Forslund, L. Laun, M. Rödin & J. Vikström (2019). "Does job search assistance reduce unemployment? Experimental evidence on displacement effects and mechanisms", IFAU Discussion Paper 2019:25.

Gaure, S.; Røed, K.; Zhang, T. (2007), "Time and Causality: A Monte Carlo assessment of the Timing-Of-Events Approach," *Journal of Econometrics* 141(2), 1159–1195.

Hägglund, P. (2011). "Are There Pre-Programme Effects of Swedish Active Labour Market Policies? Evidence from Three Randomized Experiments", *Economic Letters*, 112 (1), 91-93

Maibom, J., M. Rosholm & M. Svarer (2017). "Experimental Evidence on the Effects of Early Meetings and Activation", *Scandinavian Journal of Economics*, 119(34), 541-570, 2017.

Rosholm, M. (2008). "Experimental Evidence on the Nature of the Danish Employment Miracle". IZA Discussion Paper no. 3620, IZA Bonn.

Rosholm, M. (2014). "Do case workers help the unemployed?" IZA World of Labor.

Van den Berg, G., Kjærsgaard, L. & Rosholm, M. (2012) "To meet or not to meet (your case worker) - That is the question". IZA Discussion Paper no. 6476, IZA Bonn.