

Effekter af Det Arabiske Forår på holdningen til demokrati i MENA-regionen



Eksamen, Videregående Kvantitative Metoder i Studiet af Politisk Adfærd
Københavns Universitet, December 2017

Antal tegn: 43.819 (18,3 normalsider).

Indholdsfortegnelse

1. Indledning	3
2. Teoretisk udgangspunkt.....	3
3. Data.....	4
4. Outcome-mål	4
5. Eksperimentelt forskningsdesign	5
5.1 Designbaseret vs. modelbaseret inferens	5
5.2 Potential outcome framework	6
5.3 Antagelser	8
5.4 Noncompliance	9
5.5 Balance test af kontrol- og eksperimentgruppe	11
5.6 Resultater af eksperimentanalyse	12
6. Differences in differences forskningsdesign	15
6.1 Fra least-likely case til most-likely case	15
6.2 Fra differences-in-means til differences-in-differences	16
6.3 Antagelser	18
6.4 Resultater	19
7. Diskussion af forskningsdesign og perspektivering.....	21
9. Konklusion	22
10. Litteraturliste	23
Bilag.....	25
Bilag 1: Outcome mål.....	25
Bilag 2: R script.....	27

1. Indledning

I demokratiseringslitteraturen falder man ofte over den mellemøstlige ”exceptionalisme”. På trods af flere demokratiseringsbølger på verdensplan taler man stadig om, at der i Mellemøsten er et demokratisk underskud (Hariri 2015: 477). Den 17. december 2010 satte tuneseren Mohamed Bouazizi ild til sig selv og startede, hvad der blev betegnet som Det Arabiske Forår, der spredte sig over hele MENA-regionen. Det Arabiske Forår og demonstranternes krav om demokratiske reformer kan i høj grad ses som et opgør med den mellemøstlige ”exceptionalisme”, og det er derfor oplagt at spørge om, Mellemøsten med Det Arabiske Forår ”endelige” er klar til demokratiet?

Jeg vil derfor undersøge, hvorvidt Det Arabiske Forår har påvirket befolkningen i MENA-regionen i forhold til deres holdning til, hvorvidt den demokratiske styreform er passende for deres hjemlande. Med dette skriver jeg mig ind i et større forskningsfelt om konsekvenserne af sociale bevægelser og mere specifikt, hvorvidt sociale bevægelser påvirker individers værdier, overbevisninger og holdninger.

Min overordnede problemstilling er:

Hvilken effekt havde Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt den demokratiske styreform er passende for landene i MENA-regionen?

Jeg vil undersøge dette i en todelt analyse. Første analyse består af et eksperimentelt design, hvor jeg undersøger, hvilken effekt udbruddet af Det Arabiske Forår havde på holdningen til, hvorvidt den demokratiske styreform er passende i Libanon. Her vil jeg endvidere undersøge, hvorvidt brugen af sociale medier havde en interagerende effekt på den undersøgte sammenhæng.

Anden analyse består af et differences-in-differences design, hvor jeg undersøger hvilken effekt Det Arabiske Forår havde på holdningen til demokratiet som passende for en række mellemøstlige lande, hvor Yemen bliver anvendt som eksperimentgruppe.

Afslutningsvis diskuterer jeg mit forskningsdesign og perspektiverer til alternative metoder til at undersøge samme problemstilling.

Jeg vil dog starte denne opgave med at præsentere mit teoretiske udgangspunkt, den anvendte data og outcome-mål.

2. Teoretisk udgangspunkt

I litteraturen peges der ofte på fire forskellige typer af konsekvenser af sociale bevægelser: politiske, biografiske, kulturelle og økonomiske konsekvenser (Giugni, 2008: 1583). I denne opgave vil jeg undersøge de kulturelle konsekvenser med vægt på social psykologiske studier af kulturelle outcomes af sociale bevægelser. Jeg vil dermed undersøge, hvilke ændringer i værdier, overbevisninger og holdninger sociale bevægelser, her Det Arabiske Forår, fører med sig (Earl,

2004: 511). Min opgave er interessant i denne henseende, da den undersøger, hvilken effekt Det Arabiske Forår med store protester imod de gældende politiske regimer havde på holdningen til demokratiet i MENA-regionen.

3. Data

Data til eksperiment

Til mit eksperimentelle design vil jeg anvende Arab Barometers tredje bølge af survey data. Her er der indsamlet data i Libanon i to runder. Første indsamling er sket fra d. 24. november - 2. december 2010, mens anden indsamling er fundet sted fra 9. - 24. april 2011. Katalysatoren for Det Arabiske Forår var, da tuneseren Mohamed Bouazizi's satte ild til sig selv d. 17. december 2010. Kort herefter fulgte en række protester i hele MENA regionen, og fra december 2010 til marts 2011 oplevede man protester af forskellige størrelser i størstedelen af regionen. I Libanon startede protesterne d. 27. februar 2011, og marts samme år var præget af især tre store demonstrationer med op mod 8000 deltagere (Reuters, 2011). Da første stikprøve i Libanon er trukket lige før udbruddet af Det Arabiske Forår, kan jeg anvende denne som kontrolgruppe, mens eksperimentgruppen udgøres af stikprøven trukket i april 2011.

Data til differences-in-differences

Til mit differences-in-differences design vil jeg anvende Arab Barometers første og tredje bølge af survey data. Første bølge er indsamlet i 2006 og 2007, mens tredje bølge er indsamlet i årene 2012, 2013 og 2014, hvorfor jeg har mulighed for at sammenligne forskellige lande i MENA-regionen før og efter Det Arabiske Forår.

Jeg vil i denne analyse anvende Yemen som eksperimentgruppe. Yemen oplevede store protester i løbet af 2011, hvor over 20.000 mennesker deltog i de største demonstrationer. Som konsekvens af protesterne gik præsidenten af, og en ny leder blev valgt i 2012. Demonstrationerne i Yemen var af en meget større skala end i både Algeriet, Jordan, Libanon og Marokko (Globalis 2017), og jeg vil derfor anvende disse som min kontrolgruppe.

4. Outcome-mål

Den afhængige variabel i begge analyser er respondenterne svar på, hvorvidt demokrati er passende for deres hjemland, på en skala fra 0-10/1-10, hvor 1/0 angiver fuldstændig upassende og 10 fuldstændig passende. Jeg har reskaleret variabelen fra første og anden bølge, da disse gik fra 1-10, mens samme variabel i tredje og fjerde bølge går fra 0-10 (bilag 2).

Der er meget få ændringer i ordlyden mellem de forskellige målinger fra 2006-2016 både i forhold til selve spørgsmålet og svarmulighederne (bilag 1).

Tabel 1: Outcome-mål

2006-2009	<i>[...] where would you place your opinion about the degree to which democracy is suitable for [country]? *</i>
2010-2017	<i>To what extent do you think democracy is appropriate for your country? **</i>

** Arab Barometer 2009: 11 ** Arab Barometer 2011: 36, Arab Barometer 2014: 16, Arab Barometer 2017b: 15*

Disse ændringer, der også kan forekomme anderledes på de enkelte landes sprog, er dog så små, at jeg vurderer, at jeg kan anvende dette mål til min differences-in-differences analyse på tværs af de forskellige målinger.

Til at måle, hvorvidt brugen af sociale medier havde en interagerende effekt på den undersøgte sammenhæng, vil jeg anvende et mål for respondenterne internetforbrug på en skala fra 1-5, hvor 1 angiver *dagligt eller næsten dagligt*, og 5 angiver *ingen internettetforbrug* (bilag 1). Jeg er opmærksom på, at der er en sandsynlighed for, at nogle respondenter anvender internettet uden brug af de sociale medier. Jeg vil dog argumentere for, at dette mål stadig kan sige noget om brugen af sociale medier, hvorfor det anvendes.

5. Eksperimentelt forskningsdesign

I følgende afsnit gennemgår jeg mit eksperimentelle design og analyse. Jeg redegør først for fordele og ulemper ved henholdsvis et model- og et designbaseret design. For det andet gennemgår jeg potential outcome framework i relation til min analyse. For det tredje diskuterer jeg de grundlæggende antagelser for det eksperimentelle design samt noncompliance. For det fjerde præsenterer jeg resultaterne af balance test for kontrol- og eksperimentgruppen samt konsekvenserne ved disse. Afslutningsvis præsenterer jeg analysens resultater.

5.1 Designbaseret vs. modelbaseret inferens

Hariri beskriver kausal inferens som *hvornår og i hvilken grad et fænomen kan siges at være årsag til et andet* (2012: 184). Kausal inferens forudsætter korrelationer, men korrelation er ikke et tilstrækkeligt kriterium for kausalitet (Ibid.: 184).

At opnå kausal inferens med modelbaseret korrelationsundersøgelser er vanskeligt, da dette forudsætter, at man undgår confounders og bias fra relevante udeladte variable (*omitted variable bias*). Det er ikke tilstrækkeligt kun at kontrollere for, hvorvidt tredje variable påvirker både den afhængige og uafhængige variabel. Det er også et problem, hvis den uafhængige variabel og den afhængige variabel korrelerer med forskellige tredjevariable, som er indbyrdes forbundne (Ibid.: 190).

En traditionel måde at overkomme confounders i korrelationsundersøgelser er ved at modellere sig ud af problemet ved hjælp af kontrolvariable. Det er dog ikke problemfrit at tilføje kontrolvariable til korrelationsmodeller, da man risikere *bad controls*. Hvis kontrolvariable rent tidsmæssigt er placeret *posttreatment*, det vil sige bestemt tidsmæssigt efter den uafhængige variabel, så risikerer man biased estimer (Samii 2016: 947). Dette skyldes, at der er en risiko for, at dele af effekten af den uafhængige variabel går igennem kontrolvariablen, og dermed ikke bliver opfanget i kausalestimatet. Det kan dog også være et problem, hvis *bad controls* udelukkes fra modeller med confounders, da kausaleffekten også her er biased (Angrist & Pischke 2008: 64-68).

Man kan derudover pege på, at inklusion af kontrolvariable i korrelationsmodeller ikke altid er tilstrækkeligt til at overkomme bias fra udeladte variable. For det første antager denne metode, at forskeren har fuldstændig information om hvilke variable, der påvirker sammenhængen, og at forskeren kan observere disse. For det andet, kan nogle variable være svære at måle præcist, hvorfor ikke al bias opfanges. Derfor risikere man ofte uobserveret heterogenitet i almindelige korrelationsundersøgelser (Andreß, Golsch & Schmidt 2013: 99-100).

Hariri foreslår, at man bevæger sig væk fra modelbaseret inferens til designbaseret inferens, når kausale årsagssammenhænge tilstræbes (Hariri 2012: 196-197). Idealet er her det kontrollerede eksperimentelle design, men den sociale virkelighed vi observerer i statskundskaben kan aldrig leve op til dette ideal. Derfor må vi igennem forskningsdesignet bestræbe os på at komme på tæt på som muligt (Ibid.: 198).

Jeg vil argumentere for, at følgende eksperimentelle design til at undersøge effekten af udbruddet af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt den demokratiske styreform er passende i Libanon, er et bud på et sådan forskningsdesign, hvor kausal inferens til en vis grad er mulig, hvis en effekt findes.

5.2 Potential outcome framework

Udgangspunktet for det eksperimentelle design er potential outcome framework, hvor man antager, at der er en påvirket gruppe ($D_i = 1$) og en upåvirket gruppe ($D_i = 0$), som man kan sammenligne. For hvert individ i defineres *potential outcome*:

$$\text{Potential outcome} = \begin{cases} Y_{1i} & \text{if } D_i = 1 \\ Y_{0i} & \text{if } D_i = 0 \end{cases}$$

$$Y_i = Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i})D_i$$

Hermed defineres effekten af treatment som:

$$\delta_i = Y_{1i} - Y_{0i}$$

Effekten af treatment δ_i er altså forskellen i den afhængige variabel (Y_i), alt efter om treatment bliver givet ($D_i = 1$) eller ej ($D_i = 0$). Problemet ved dette er, at man i eksperimenter altid observerer enten Y_{1i} eller Y_{0i} , men aldrig δ_i . Man kan aldrig observere, hvad der ville have været virkningen, hvis årsagen rent kontrafaktisk var udeblevet eller omvendt (Gerber & Green 2012: 22).

Tabel 2: Observerede outcomes

	Libanon 2010	Libanon 2011
Y_0	6,2	X
Y_1	X	6,1
D	0	1
Y	6,2	6,1
$Y_1 - Y_0$	X	X

Tabel 2 viser, at det ikke er muligt for mig at observere både Y_1 og Y_0 samme år i Libanon, hvorfor det ikke er muligt at observere δ_i .

Randomisering af treatment til respondenterne er her afgørende. Hvis treatment fuldstændig randomiseres, så sikrer den tilfældige udvælgelse af respondenter, at kontrol- og eksperimentgruppen er gennemsnitligt ens på alle andre dimensioner end treatment. Det eneste, der adskiller kontrolgruppen fra eksperimentgruppen er altså, at denne ikke har modtaget treatment. Dermed sikrer tilfældig udvælgelse, at treatment er fuldstændig eksogen, og at værdien af treatment i gennemsnit er den eneste forskel på de undersøgte observationer (Hariri 2012: 197).

Kontrolgruppen kan dermed ses som et gennemsnitligt kontrafakta for eksperimentgruppen. Jeg antager altså, at jeg ved at måle outcome for kontrolgruppen kan sige noget om outcome for eksperimentgruppen, hvis denne ikke havde modtaget outcome og omvendt. Dette sikrer, at jeg kan drage en kausal slutning om virkningen af den treatment, som eksperimentgruppen udsættes for (Gerber & Green 2012: 25).

Dermed udregnes den gennemsnitlige effekt af treatment (ATE) som *differences-in-means* for kontrol- og eksperimentgruppen:

$$ATE = \overline{Y_{11}} - \overline{Y_{10}} = 6,1 - 6,2 = -0,1$$

Da jeg ikke har haft kontrol med, hvordan treatment er blevet tildelt, er det derfor meget vigtigt, at jeg undersøger, hvorvidt der kan være eventuel selektionsbias i mine estimater. Dette vil jeg gøre gennem en test af balance mellem min kontrol- og eksperimentgruppe på tre baggrundsvariable: alder, køn og geografi (afsnit 5.5).

5.3 Antagelser

Excludability

Når man definere to, og kun to, potentielle outcomes baseret på, hvorvidt treatment er givet eller ej, så antager man også at den eneste relevante kausal agent er, hvorvidt treatment er modtaget.

Dermed antager man også, at assignment til treatment (z_i) ikke har nogen effekt på outcome ud over, at denne påvirker værdien af treatment (d_i) (Gerber & Green 2012: 39).

Antagelsen om excludability bryder sammen, når assignment til treatment (z) påvirker outcome på grund af andre ting end værdien af treatment (d), hvilket fører til biased estimater for effekten af treatment (Ibid.: 40).

Tabel 3 viser, hvordan assignment og treatment kan identificeres i denne analyse.

Tabel 3: Assignment vs. treatment

Assignment (z)	Respondenter har oplevet perioden fra d. 3. december 2010 til d. 9. april 2011*
Treatment (d)	Respondenter har oplevet udbruddet af Det Arabiske Forår.

** Perioden mellem første og anden indsamling*

Den tidsmæssige forskel mellem første og anden indsamling (4 måneder) er så at sige grundlaget for hele mit eksperimentelle design – hvis der ikke var en forskel, vil jeg ikke kunne måle effekten af udbruddet af Det Arabiske Forår. Men denne forskel kan også være skyld i asymmetri mellem min kontrol- og eksperimentgruppe og dermed bias i mine estimater (Ibid.: 41).

Begivenheder så som politiske skandaler eller upopulære reformer i perioden fra d. 3. december 2010 til d. 9. april 2011 kan have påvirket holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon. En stor politisk reform i samme periode kunne betyde, at den observerede effekt er et udtryk for effekten af både udbruddet af Det Arabiske Forår og effekten af den politiske reform. Dette kunne undersøges yderligere ved en kvalitativ undersøgelse af lokale nyhedshistorier i perioden.

Den tidsmæssige forskel i, hvornår outcome for kontrol- og eksperimentgruppen er målt, kan altså have betydning for resultaterne af undersøgelsen. Dog vil jeg argumentere for, at den tidsmæssige forskel er relativt lille (4 måneder), og at udbruddet af Det Arabiske Forår var en stor begivenhed i MENA-regionen, hvorfor en signifikant ændring i outcome mellem kontrol- og eksperimentgruppen til vis grad kan siges at skyldes udbuddet af Det Arabiske Forår, om end denne effekt ikke er fuldstændig isoleret.

Non-interference

Ved non-interferens antager man, at en enheds outcome ikke afhænger af andre enheders outcomes. Hvis kontrolgruppen viser sig at være påvirket af treatment, fx hvis enheder i kontrolgruppen taler med eksperimentgruppen, så vil dette underestimere den gennemsnitlige effekt af treatment (Gerber & Green 2012: 43-44). Det er yderst usandsynligt, at respondenterne fra indsamlingen i 2010 var påvirket af, at respondenterne fra indsamlingen i 2011 havde oplevet udbruddet af Det Arabiske Forår. Jeg vil derfor sige, at studiet lever op til antagelsen af non-interferens.

Dette betyder dog ikke, at jeg fuldstændig kan udelukke, at min kontrolgruppe ikke er påvirket af treatment. Dette vil jeg uddybe i følgende afsnit om noncompliance.

5.4 Noncompliance

Under fuld compliance modtager alle enheder i eksperimentgruppen og ingen enheder i kontrolgruppen treatment. *Noncompliance* er derfor det tilfælde, hvor nogle enheder i eksperimentgruppen ikke modtager treatment og/eller enheder i kontrolgruppen gør (Gerber & Green 2012: 132).

Jeg vil i det følgende argumentere for, at der til en vis grad kan være tale om *tosidet noncompliance* i mit eksperimentelle design, hvilket vil sige, at der både kan være enheder i eksperimentgruppen, der ikke har modtaget treatment (*never-takers*), og enheder i kontrolgruppen, der har modtaget treatment (*always-takers*) (Ibid.: 131).

Never-takers

Never-takers i eksperimentgruppen modtager ikke treatment, men kun assignment ($d_i(z=1) = 0$) (Ibid.: 177). Sammenlignet med andre lande i MENA-regionen så som Egypten, Tunesien, Syrien, Yemen, Bahrain og Libyen, så var demonstrationerne og de efterfølgende politiske virkninger af Det Arabiske Forår i Libanon små. Der er derfor den mulighed, at nogle dele af befolkningen i Libanon ikke blev påvirket af udbruddet af Det Arabiske Forår eller kun blev påvirket i meget lille grad. Udgangspunktet for denne analyse er, at *never-takers* kun udgør en lille del af befolkningen i Libanon. Dette argumenterer jeg for på baggrund af størrelsen og betydning af Det Arabiske Forår i både MENA-regionen og i hele verden. Endvidere antager jeg, at der er en spill-over effekt fra de andre arabiske lande, der oplevede store demonstrationer, så som Libanons naboland Syrien. På trods af dette kan jeg ikke afvise, at der er *never-takers* i min eksperimentgruppe.

Always-takers

Til forskel fra *never-takers*, så modtager *always-takers* i kontrolgruppen treatment, men ikke assignment ($d_i(z=0) = 1$) (Ibid.: 177). Det Arabiske Forår kom som en overraskelse for store dele af verden (Gause 2011, The Guardian 2012), hvorfor jeg i denne analyse behandler Det Arabiske Forår som et eksogent chok. Alternativt kan man dog opfatte Det Arabiske Forår som kulminationen af en længerevarende proces med lang tids utilfredshed (Doran & Shaikh 2011: 188). Spørgsmålet her er derfor, hvorvidt befolkningen eller dele af befolkningen i Libanon allerede før december 2010 var påvirket af Det Arabiske Forår. Dette spørgsmål kræver en undersøgelse i sig

selv, hvilket jeg ikke vil gå længere ind i her. At afvise, at Det Arabiske Forår kom som et chok, vil underminere hele grundlaget for mit eksperimentelle design, hvorfor dette er en grundlæggende antagelse i analysen. På trods af dette anerkender jeg også, at denne antagelse kan diskuteres, om ikke andet for dele af befolkningen, hvorfor der er en risiko for *always-takers* i min stikprøve. På grund af dette har jeg valgt at definere treatment til at være *udbruddet* af Det Arabiske Forår, og ikke blot Det Arabiske Forår.

Always-takers og *never-takers* adskiller sig fra *compliers*, der er de enheder i eksperimentgruppen, der har modtaget treatment, og de respondenter i kontrolgruppen, der ikke har modtaget treatment. Disse defineres som for hvem $d_i(1) = 1$ og $d_i(0) = 0$ (Gerber & Green 2012: 177). Ved *tosidet noncompliance* reagerer hverken kontrol- eller eksperimentgruppen på, hvorvidt de er blevet assigned til treatment eller ej, hvorfor $d_i(z = 1)$ kan være lig 0 og 1, og $d_i(z = 0)$ ligeledes kan være 0 og 1 (Ibid.: 176).

Never-takers og *always-takers* i stikprøven fører til bias i estimaterne, da det antages, at alle enheder i både eksperiment- og kontrolgruppen er *compliers*, når *the average effect of treatment* (ATE) beregnes. Ved antagelse om excludibilitet, non-interference og monotonicity (ingen defiers) beregnes CACE som forholdet mellem $\overline{ITT_{i,Y}}$ og $\overline{ITT_{i,D}}$:

$$CACE = \frac{ITT_Y}{ITT_D}$$

Hvor:

$$ITT_{i,D} = d_i(z = 1) - d_i(z = 0)$$
$$ITT_{i,Y} = Y_i(z = 1, d(1)) - Y_i(z = 0, d(0))$$

$ITT_{i,D}$ er *intent-to-treat* effekten af z_i på d_i for hver enhed, og ITT_D angiver antallet af compliers i stikprøven. Ved fuldstændig compliance er ITT_D lig antallet af observationer i stikprøven. $ITT_{i,Y}$ er *intent-to-treat* effekten af z_i på Y_i . ITT_Y er her forskellen i outcome mellem compliers i kontrolgruppen og compliers i eksperimentgruppen (Ibid.: 139). *Complier average causal effect* (CACE) er dermed den gennemsnitlige effekt af treatment blandt compliers (Ibid.: 142). Compliance er dermed også kun et problem, hvis man har grund til at tro, at *never-takers* eller *always-takers* har et andet outcome ved treatment eller kontrol end *compliers*.

I mit design er jeg hverken i stand til at definere ITT_D eller ITT_Y , da jeg ikke har et mål for, hvor stor en andel af min stikprøve, der er *never-takers* eller *always-takers*. Dermed er jeg heller ikke i stand til at beregne CACE, men udelukkende ATE, der dermed kan være biased. Da jeg ikke kender størrelsen af problemet ift. *never-takers* eller *always-takers*, er det svært for mig at afgøre, hvorvidt noncompliance er et reelt problem for min undersøgelse, hvilket i sig selv kan ses som et problem.

Derudover kan en stor andel af *always-takers* være et problem ift. antagelsen om non-interferens. Hvis jeg antager, at der allerede i 2010 var nogle respondenter, der var påvirket af Det Arabiske

Forår, så bliver antagelsen om non-interferens også pludselig udfordret, da disse respondenter kan have påvirket kontrolgruppen (Ibid.: 44, 138). I forhold til dette er det af betydning, at jeg har defineret treatment som *udbruddet* af Det Arabiske Forår.

5.5 Balance test af kontrol- og eksperimentgruppe

Tabel 4: Analyse af balance

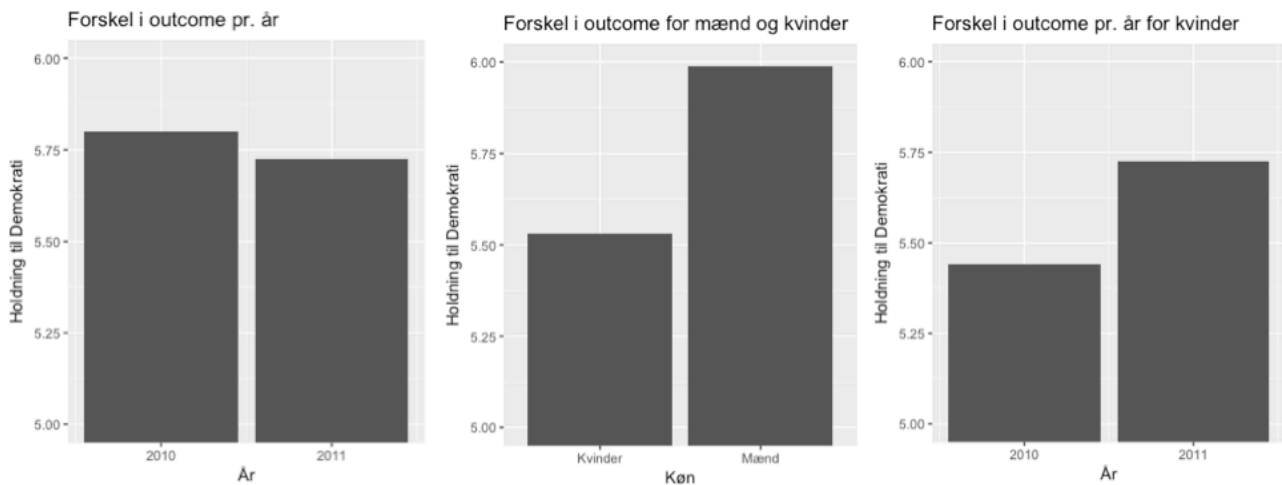
	Indsamling		P-værdi for balance mellem grupper
	2010	2011	
Stikprøvestørrelse	1195	192	-
Aldersgennemsnit	38,6	38	0,58
Fordeling af mænd/kvinder	0,66	0	0,00
Fordeling af by/land	0,98	0,98	1,00

Som det fremgår af tabel 4, så er der ingen signifikante forskelle i alder eller fordelingen af by/land mellem min kontrol- og eksperimentgruppe. Test af forskelle i aldersgennemsnit og fordeling af respondenter fra by/land giver i begge tilfælde en høj p-værdi, hvormed jeg ikke signifikant kan afvise $H(0)$ hypotesen om, at der ingen forskel er imellem gruppernes alder og fordeling af by/land med et alpha-niveau på 0,05.

Dog er der en signifikant forskel i fordelingen af mænd og kvinder i de to grupper, da eksperimentgruppen fra 2011 udelukkende består af kvinder (100%), og der i kontrolgruppen er en underrepræsentation af kvinder (34%). Jeg antager ud fra dette, at Arab Barometer har valgt at foretage indsamlingen i 2011 for få en mere balanceret fordeling af køn i deres survey. Hvis indsamlingen fra 2011 er foretaget på baggrund af køn, så er treatment ikke blevet givet random, hvilket udfordrer hele grundlaget for beregningen af ATE. Ubalance i kønsfordelingen kan potentielt give selektionsbias i estimerne, hvor ATE er udtryk for både den gennemsnitlige effekt af treatment og selektionsbias (Gerber & Green 2012: 38).

Som man kan se ud fra figur 1, så er kvindelige respondenter i stikprøven generelt mere kritiske overfor, hvorvidt demokrati er passende i Libanon end mænd, hvorfor der er en risiko for at effekten af treatment underestimeres. For at rette op i denne kendte ubalance og potentielle selektionsbias anvender jeg derfor køn som kontrolvariabel i model 2 og 5 i min eksperimentanalyse. Derudover vil jeg i model 3 og 6 udelukkende undersøge virkningen af udbruddet af Det Arabiske Forår for kvindelige respondenter fra de to grupper for at undersøge robustheden af mine resultater.

Figur 1: Deskriptiv analyse af stikprøven



5.6 Resultater af eksperimentanalyse

I det følgende vil jeg redegøre for resultaterne af min eksperimentanalyse og diskutere, hvad jeg kunne have gjort for at forbedre disse. Alle estimater er beregnet med OLS-regression.

Modeller

- Første model (1) er en bivariat model, hvor kun den afhængige og uafhængige variabel er inkluderet.
- Anden model (2) er en multivariat model, hvor der er kontrolleret for køn.
- Tredje model (3) er en bivariat model, hvor kun kvindelige respondenter fra eksperiment- og kontrolgruppen medregnes.
- Model (4) - (6) er samme modeller som 1-3, men med inklusion af interaktionsleddet mellem treatment og internetforbrug.

Jeg vælger at køre model 2-3 og model 5-6 for at minimere selektionsbias i mine estimater, sidstnævnte har dog også betydning for størrelsen på min stikprøve, da denne reduceres fra 1365 til 588. Det er dog kun respondenter fra kontrolgruppen (2010), der fjernes fra analysen, da det kun er i denne gruppe, der er mandlige respondenter. Model 2 og 3 er i første omgang tænkt som robusthedstests af resultaterne i model 1 og 4, men som det viser sig i følgende, så har køn en signifikant effekt på outcome, hvorfor der er stor ændring i kausalestimatet fra model 1 og 4 til model 2-3 og model 5-6.

Tabel 5: Eksperimentestimerer¹

Forklarende variable	(1)	(2)	(3)
Treatment	-0,08 (0,26)	0,28 (0,29)	0,28 (0,26)
Køn	—	0,54*** (0,20)	—
Antal observationer	1365	1365	588

* $p\text{-værdi} < 0,1$, ** $P\text{-værdi} < 0,05$, *** $P\text{-værdi} < 0,01$

For ingen af de tre modeller i tabel 5 er effekten af udbruddet af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon, signifikant. Model 1 viser, at der er en meget lille negativ effekt af at have modtaget treatment (-0,08), men effekten ændres til positiv (0,28), når der kontrolleres for køn (model 2) eller udelukkende kvindelige respondenter anvendes (model 3).

Dette hænger sammen med, at mandlige respondenter er signifikant mere positive overfor, hvorvidt demokrati er passende i Libanon, i forhold til kvinder (0,54). Det tyder altså på, at resultater i model 1 er drevet af forskellen i outcome for mænd og kvinder og ikke forskellen i, hvorvidt treatment er givet eller ej. Når der ikke kontrolleres for køn, ser man derfor, at effekten af treatment underestimeres i model 1. Dog er effekten stadig ikke signifikant, og jeg kan derfor ikke på baggrund af denne analyse konkludere, at der er en signifikant effekt af udbruddet af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon.

¹ Se R script, bilag 2, for yderligere output.

Tabel 6: Eksperimentestimater med interaktionsled²

Forklarende variable	(4)	(5)	(6)
Treatment	0,80 (0,75)	1,19· (0,77)	1,80** (0,75)
Køn	–	0,54*** (0,20)	–
Internet	-0,01 (0,05)	0,00 (0,05)	0,16* (0,09)
Treatment*Internet	-0,21 (0,17)	-0,22· (0,17)	-0,38** (0,17)
Antal observationer	1360	1360	585

· $p\text{-værdi} < 0,2$ * $p\text{-værdi} < 0,1$, ** $P\text{-værdi} < 0,05$, *** $P\text{-værdi} < 0,01$

Ud fra estimerne i tabel 6 kan jeg se, at interaktionsledet udelukkende er signifikant i model 6 (kun kvindelige respondenter) med et alpha-niveau på 0,05. Dermed kan jeg konkludere, at effekten af treatment på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon, for kvindelige respondenter er signifikant forskellig ved forskellige niveauer af internetforbrug.

Estimatet for interaktionsleddet er negativt, hvilket betyder, at effekten af treatment bliver mindre ved mindre internetforbrug (1 = dagligt/næsten dagligt forbrug, 5 = ingen forbrug). Dette understøtter altså hypotesen om, at internettet (og herunder de sociale medier) havde en effekt på Det Arabiske Forår, og hvordan udbruddet af Det Arabiske Forår påvirkede befolkningens holdning til demokrati i Libanon.

For at undersøge, hvorvidt der er en signifikant sammenhæng mellem treatment og outcome ved forskellig niveauer af internetforbrug beregnes de marginale effekter.

²Se R script, bilag 2, for yderligere output.

Tabel 7: Marginale effekter³

Internetforbrug	Effekt af treatment
1. Dagligt eller næsten dagligt	1,42**
2. Mindst en gang om ugen	1,04**
3. Mindst en gang om måneden	0,66**
4. Et par gange om året	0,28
5. Bruger ikke internettet	-0,10

· $p\text{-værdi} < 0,2$ * $p\text{-værdi} < 0,1$, ** $P\text{-værdi} < 0,05$, ***
 $P\text{-værdi} < 0,01$

De marginale effekter i tabel 7 viser, at effekten af treatment på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon, er signifikant med et alpha-niveau på 0,05 for kvinder, der bruger internettet mere end et par gange om året. Ud fra dette kan jeg konkludere, at Det Arabiske Forår havde en signifikant effekt på holdningen til, hvorvidt demokrati er en passende styreform i Libanon, for kvinder med et middel til højt internetforbrug.

Som allerede nævnt, så vil jeg vurdere, at estimerne i model 1 og 4 er drevet af forskellen i outcome for mænd og kvinder, og ikke af forskellen mellem hvorvidt, treatment er modtaget eller ej. Det er altså et klart problem for mit design, at der mangler mandlige respondenter i eksperimentgruppen, hvilket kunne forbedre robustheden af resultaterne betydeligt.

Derudover kan det diskuteres, hvorvidt størrelsen på min eksperimentgruppe er tilstrækkelig (192), hvorfor en større eksperimentgruppe kunne have forbedret mine standardfejl (Gerber & Green 2012: 57).

6. Differences in differences forskningsdesign

I følgende afsnit redegør jeg først for valg af cases. For det andet redegør jeg for forskellene mellem et differences-in-means design og et differences-in-differences design, samt hvordan effekten af treatment beregnes i sidstnævnte. For det tredje diskuterer jeg antagelser for et differences-in-differences design, og til slut præsenterer jeg analysens resultater.

6.1 Fra least-likely case til most-likely case

Som allerede diskuteret i afsnit 5.3, så kan jeg ikke afvise, at der i min eksperimentgruppe for Libanon er en række *never-takers*. Dette skyldes først og fremmest, at Det Arabiske Forår i Libanon var meget afdæmpet sammenlignet med Egypten, Syrien, Tunesien, Yemen eller Libyen. Min

³ Se R script, bilag 2, for yderligere output.

eksperimentanalyse af Libanon bygger altså på en underliggende antagelse om, at der til en vis grad var en spill-over effekt mellem landene i MENA-regionen, således at Det Arabiske Forår også påvirkede befolkningen i lande, der ikke oplevede store oprør og revolutioner.

På trods af, at jeg finder en signifikant effekt af udbruddet af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon, hos kvindelige respondenter med middel til højt niveau af internetforbrug, så er effekten af treatment i Libanon alt i alt ikke særlig robust. Dette kan skyldes, at jeg i min eksperimentgruppe har en række *never-takers*, der ikke er blevet påvirket af udbruddet af Det Arabiske Forår i Libanon.

Jeg vil argumentere for, at Libanon, pga. de relativt få og små demonstrationer under Det Arabiske Forår, kan anses som en least-likely case. Hvis jeg fandt en effekt af Det Arabiske Forår i Libanon, så ville jeg højst sandsynligt også finde en lignende effekt i mange andre lande i MENA-regionen. Det er derfor også interessant at undersøge samme problemstilling på en most-likely case (Andersen, Binderkrantz & Hansen 2012: 90). Jeg vil derfor supplere min eksperimentelle analyse af Libanon med en analyse af Yemen, som jeg anser som en most-likely case, da der her var store protester i løbet af Det Arabiske Forår samt større politiske konsekvenser af Det Arabiske Forår (Globalis 2017).

6.2 Fra differences-in-means til differences-in-differences

Da jeg ikke, på samme måde som med Libanon, har data lige før og lige efter udbruddet af Det Arabiske Forår i Yemen, er det ikke muligt at sammenligne den gennemsnitlige forskel i outcome (ATE) i Yemen, hvilket jeg vil forklare i det følgende.

Da jeg har data fra Yemen i 2007, 2011 og 2013, er det muligt at beregne den gennemsnitlige forskel i outcome før og efter Det Arabiske Forår. Spændet mellem kontrolgruppen (2007) og eksperimentgruppen (2013) er dog utrolig stort, og der er meget stor sandsynlighed for, at jeg bliver nødt til at forkaste antagelsen om excludability, da mange begivenheder ud over Det Arabiske Forår har påvirket respondenterne som følge af assignment.

Tabel 8: Tilgængelig data til differences-in-differences

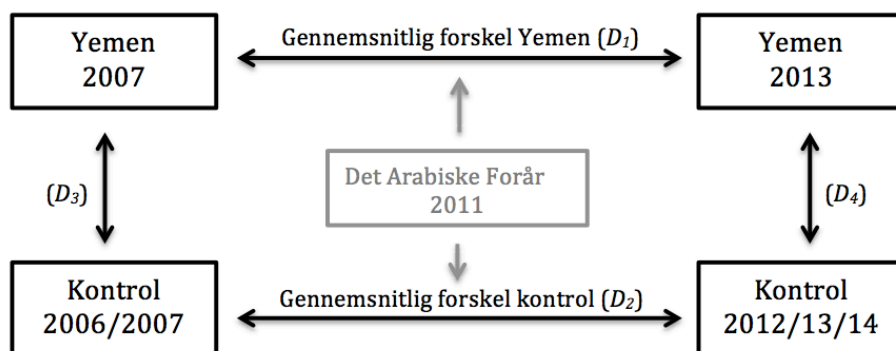
	Wave I		Wave II		Wave III	
	2006	2007	2010	2011	2012	2013
Algeriet	1300	0	0	1216	0	1220
Jordan	1143	0	1188	0	1795*	0
Libanon	0	1195	1387*	0	0	1200
Marokko	1277	0	0	0	0	1116*
Yemen	0	717	0	1200	0	1200

**Stikprøven er indsamlet henover nytår. Angivet som det år, hvor indsamling er begyndt.*

Alternativt ville jeg ud fra den tilgængelige data kunne beregne den gennemsnitlige forskel i outcome for Yemen (eksperimentgruppe) og Jordan, Libanon, Marokko og Algeriet (kontrolgruppe) efter Det Arabiske Forår. Her ændres treatment fra *udbruddet* af Det Arabiske Forår til *store protester i hjemlandet* i forbindelse med Det Arabiske Forår. Dette forskningsdesign kræver dog, at treatment er blevet fordelt random. Det er dog svært at argumentere for, at det store oprør i 2011 i Yemen skete fuldstændig tilfældigt, samt at det var tilfældigt, at det samme ikke skete i Algeriet, Jordan, Libanon og Marokko.

Løsningen er at anvende et differences-in-differences design i stedet for en differences-in-means design. Her estimeres ρ , hvor den gennemsnitlige forskel i outcome før og efter Det Arabiske Forår for eksperimentgruppen (D_1) trækkes fra den gennemsnitlige forskel i outcome før og efter Det Arabiske Forår for kontrolgruppen (D_2).

Figur 2: Overblik over differences-in-differences design



Dette skrives som følgende, hvor t angiver årstal, og s angiver, hvorvidt der er tale om kontrol- eller eksperimentgruppe (Angrist & Pischke 2008: 229).

$$(\overline{Y_{t=2013,s=Yemen}} - \overline{Y_{t=2007,s=Yemen}}) - (\overline{Y_{t=2012/13/14,s=Kontrol}} - \overline{Y_{t=2006/07,s=Kontrol}}) = \hat{\rho}$$

Det antages her, at D_1 er udtryk for både ændringen forårsaget af treatment ($D_{treatment=1}$) og ændringen forårsaget af den generelle trend i den afhængige variabel (D_{trend}) for eksperimentgruppen. Jeg antager altså ikke, som i det eksperimentelle design, at den gennemsnitlige forskel i outcome kun er udtryk for effekten af treatment, hvorfor jeg ikke antager excludability. Det samme er gældende for D_2 , der er udtryk for forskellen før og efter Det Arabiske Forår hos kontrolgruppen.

$$\begin{aligned} D_1 &= D_{treatment=1} + D_{trend} \\ D_2 &= D_{treatment=0} + D_{trend} \end{aligned}$$

Når jeg udregner forskellen i forskellene (ρ), kan jeg dermed ignorere trenden, hvorfor mit difference-in-differences estimat er udtryk for forskellen i at modtage treatment og ikke modtage treatment.

$$\rho = D_1 - D_2 = (D_{treatment=1} + D_{trend}) - (D_{treatment=0} + D_{trend})$$

$$\rho = D_{treatment=1} - D_{treatment=0}$$

Da jeg udelukkende kigger på trends, altså forskellen, og ikke de egentlige værdier, så kan jeg altså ignorere trenden. For at kunne gøre dette antager jeg dog også, at min eksperiment- og kontrolgruppe har samme trend i den afhængige variabel, hvilket kaldes parallel trends assumption (Ibid.: 230-233).

Jeg kan endvidere ignorere de tidsinvariante forskelle mellem min eksperiment- og kontrolgruppen. En alternative måde at udregne mit differences-in-differences estimat (ρ), der giver samme resultat, er ved at trække den gennemsnitlige forskel i outcome mellem kontrol- og eksperimentgruppen pre-treatment (D_3) fra den gennemsnitlige forskel i outcome mellem kontrol- og eksperimentgruppen post-treatment (D_4). D_3 og D_4 er her udtryk for både effekten af treatment og forskellene mellem landene før og efter treatment.

$$D_3 = D_{treatment=0} + D_{land}$$

$$D_4 = D_{treatment=1} + D_{land}$$

Hvis forskellene mellem landene ikke ændre sig over tid og dermed er tidsinvariante i den undersøgte periode, kan jeg ignorere disse forskelle i min undersøgelse, og differences-in-differences estimatet (ρ) er udelukkende udtryk for forskellen i at modtage treatment og ikke modtage treatment (Ibid.: 230).

$$\rho = D_4 - D_3 = (D_{treatment=1} + D_{land}) - (D_{treatment=0} + D_{land})$$

$$\rho = D_{treatment=1} - D_{treatment=0}$$

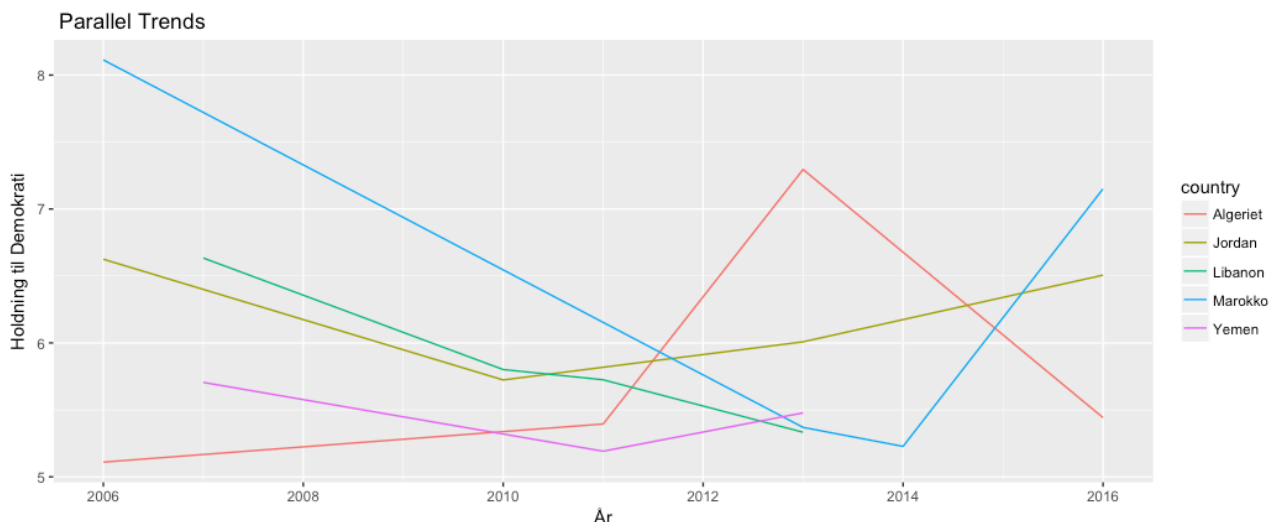
På baggrund af det foregående så antager metoden altså, at kontrol- og eksperimentgruppen har samme trend i den afhængige variabel, og at forskellene mellem disse grupper ikke ændrer sig over den undersøgte periode, ud over forskellen forårsaget af treatment. Jeg vil i det følgende diskutere, hvorvidt disse antagelser holder for mit studie.

6.3 Antagelser

Parallel trends assumption

Den grundlæggende antagelse bag difference-in-differences designet er, at trenden i den afhængige variabel vil være den samme i eksperiment- og kontrolgruppen ved fravær af treatment. Treatment kan dermed sige at forårsage en afvigelse fra trenden (Angrist & Pischke 2008: 230-233).

Figur 3: Graf over udvikling i outcome for undersøgte lande



Ud fra figur 3 kan man se, at både Jordan, Libanon, Marokko og Yemen har en negativ trend i holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i hjemlandet fra 2006/07 til 2010/11. Algeriet har derimod en positiv trend i den afhængige variabel, og skiller sig i høj grad ud fra de andre lande, hvilket vil have betydning for, hvordan jeg fortolker mine differences-in-differences estimater og laver mine analysemodeller. Jordan og Yemen har tilnærmelsesvis parallel trends med ændring i den afhængige variabel i årene omkring Det Arabiske Forår, mens Libanon og Marokko fortsætter den negative trend.

Da jeg har tal fra en begrænset periode (2006-2016) og et begrænset antal observationer for hvert land, er det svært at sige noget om den generelle trend, og jeg kan ikke med sikkerhed sige, at min differences-in-differences analyse lever op til antagelsen om parallel trends. Mine resultater skal derfor ses i lyset af dette.

Tidvarierende forskelle

Ud over antagelsen om parallel trends, så antager metoder endvidere, at alle forskelle mellem kontrol- og eksperimentgruppen, bortset fra treatment, er tidsinvariante eller påvirker begge grupper ens (Angrist & Pischke 2008: 230). Da den undersøgte periode strækker sig over relativ lang tid, distancen mellem de enkelte lande er flere tusind kilometer, og hvert land har unikke politiske og sociale begivenheder, kan man i høj grad sætte spørgsmålstegn ved denne antagelse. Andre landespecifikke begivenheder kan have påvirket mit differences-in-differences estimat, og mine resultater skal derfor også ses i lyset af dette.

6.4 Resultater

Jeg anvender OLS-regressionsmodeller til at estimere mit differences-in-differences estimat.

Jeg analyserer i alt 6 differences-in-differences-modeller:

- Model (7) – (10) er en differences-in-differences analyse af Yemen og hver af de fire kontrollande.

- Model (11) er en differences-in-differences analyse af Yemen og alle fire kontrollande
- Model (12) er en differences-in-differences analyse af Yemen og alle kontrollande med undtagelse af Algeriet.

Tabel 9: Differences-in-differences, kontrol for enkelte lande⁴

Forklarende variable	(7) (Algeriet)	(8) (Jordan)	(9) (Libanon)	(10) (Marokko)
Dif-in-dif	-2,4*** (0,20)	0,39** (0,18)	1,07*** (0,21)	2,53*** (0,20)
Antal observationer	3651	4345	3949	3854

· $p\text{-værdi} < 0,2$ * $p\text{-værdi} < 0,1$, ** $P\text{-værdi} < 0,05$, *** $P\text{-værdi} < 0,01$

Ud fra tabel 9 kan man se, at der er en signifikant forskel i ændringen af den gennemsnitlige holdning til, hvorvidt demokrati er passende i respondenternes hjemlande, mellem Yemen og de enkelte kontrollande før og efter Det Arabiske Forår. Effekten af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende for hjemlandet, er altså signifikant i alle fire modeller.

Dog er effekten af treatment i model 7 negativ, mens den er positiv i model 8-10. Dermed har Det Arabiske Forår en negativ effekt i Yemen, når denne sammenlignes med ændringen i samme periode i Algeriet. Dette kan hænge sammen med, at antagelsen om parallelle trends i den afhængige variabel er meget svag for disse to lande. Derfor vil jeg også udelukke Algeriet fra model 12 for at undersøge, hvordan dette påvirker differences-in-differences estimatet.

Tabel 10: Differences-in-differences, kontrol gruppe lande⁵

Forklarende variable	(11)	(12)
Dif-in-dif	0,48*** (0,17)	1,29*** (0,17)
Antal observationer	11.032	8970

· $p\text{-værdi} < 0,2$ * $p\text{-værdi} < 0,1$, ** $P\text{-værdi} < 0,05$, *** $P\text{-værdi} < 0,01$

Ud fra tabel 10 ændrer det betydeligt differences-in-differences estimataet at tage Algeriet ud af analysen (model 12), da estimatet bliver 0,81 enheder større. Ud fra denne analyse, så har store protester i hjemlandet under Det Arabiske Forår altså en signifikant positiv effekt på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende for respondenternes hjemlande, hvis Yemen anvendes som eksperimentgruppe og Jordan, Libanon og Marokko anvendes som kontrolgruppe.

⁴ Se R script, bilag 2, for yderligere output.

⁵ Se R script, bilag 2, for yderligere output.

På trods af disse signifikante resultater, så skal disse ses i lyset af, at antagelsen om pælle trends er svag i denne undersøgelse. Ud over dette kan tidsvarierende forskelle mellem landene have påvirket estimaterne, da disse dermed drives af andre faktorer end treatment. Hvis disse forskelle er observerbare, fx stort fald i indkomst i Marokko i perioden, så ville kontrolvariable for disse forskelle kunne forbedre analysens resultater.

7. Diskussion af forskningsdesign og perspektivering

Jeg har løbende i opgaven diskuteret fordele og ulemper ved de forskellige metodevalg, jeg har taget. Derudover har jeg fremlagt de største uoverensstemmelser mellem min undersøgelse og metodernes antagelser. I det følgende vil jeg diskutere, hvad jeg anser som det største problem ved mit overordnede forskningsdesign, samt en mulig løsning.

I både mit eksperimentelle design og mit differences-in-differences design er jeg dybt afhængig af den tilgængelige data fra Arab Barometer, hvilket har konsekvenser for mine resultater. Dette er specielt tydeligt i eksperimentanalysen, da jeg ikke har kontrol over, hvordan treatment er fordelt. Konsekvensen af dette er, at treatment ikke er random fordelt, men tildelt på baggrund af køn. I sidste ende betyder dette, at mine resultater ikke er robuste, og at jeg udelukkende kan udtale mig om kvindelige borgere i Libanon, og jeg dermed ikke kan inferere til hele populationen.

Begge analyser er bygget op omkring den statistiske metode, hvor man infererer fra en stikprøve til den fulde population, hvor forskeren derfor er dybt afhængig af, hvordan stikprøven er trukket.

For at overkomme disse problemer kunne jeg anvende *big data* til at undersøge samme problemstilling. En af fordelene ved at anvende *big data* er, at man ikke trækker en lille stikprøve og infererer på baggrund af denne til en stor population. Istedet observerer man direkte, hvad der sker eller er sket for hele eller store dele af populationen. Derudover muliggør *big data* mere alternative datatyper. Et eksempel på et sådan design kunne være at undersøge holdningen til demokrati i MENA-regionen før, under og efter Det Arabiske Forår ud fra posts på sociale medier, hvor enten tekst anvendes som data eller antallet af likes undersøges. Dette kunne være interessant givet den store betydning mange forskere tillægger de sociale medier i forbindelse med Det Arabiske Forår. Med dette overkommer jeg til dels problemet med utilstrækkelige stikprøver, da jeg tilnærmelsesvis kan siges at have data fra hele eller store dele af populationen (Varian 2014: 6-8).

Generelt ser jeg dog to problemer ved et sådan design. For det første kan man sætte spørgsmålstejn ved, hvorvidt en ændring i posts på sociale medier er udtryk for en holdningsændring i populationen eller en adfændsændring på de sociale medier. Det karakteristiske ved Det Arabiske Forår var netop, at befolkningen MENA-regionens lande pludseligt turde gå på gaden og være kritisk overfor undertrykkende regimer. Noget ingen turde blot få måneder før. Hvis denne pludselige frygtløshed var gældende på gaderne overalt i regionen, var samme sandsynligvis gældende på de sociale medier. Dermed er en stigning i pro-demokratiske posts ikke udtryk for en holdningsændring, men i

stedet en stigende frygtløshed og dermed en adfærdsændring. For det andet skal man være opmærksom på, hvad der udgør populationen. Hvis kun de allermest kritiske stemmer tager risikoen og poster pro-demokratiske opslag, overestimeres effekten af Det Arabiske Forår for hele populationen.

9. Konklusion

Jeg har i denne opgave undersøgt effekten af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt den demokratiske styreform er passende for landene i MENA-regionen. Dette har jeg gjort i en todelt analyse.

For det første undersøgte jeg effekten af Det Arabiske Forår i Libanon ud fra et eksperimentelt design. Her fandt jeg en signifikant positiv effekt af Det Arabiske Forår på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende i Libanon, hos kvindelige respondenter, der har et middel til højt internetforbrug. På trods af dette, var størstedelen af mine estimer i eksperimentanalysen insignifikante, hvilket i høj grad skyldes, at treatment i stikprøven ikke er fordelt random, men i stedet på baggrund af køn. Derfor kunne fuldstændig random fordeling af treatment have forbedret mine resultater betydeligt.

For det andet lavede jeg en differences-in-differences analyse af effekten af Det Arabiske Forår på en række lande i MENA-regionen. Ud fra denne analyse har Det Arabiske Forår en signifikant positiv effekt på holdningen til, hvorvidt demokrati er passende for respondenternes hjemlande, hvis Yemen anvendes som eksperimentgruppe og Jordan, Libanon og Marokko anvendes som kontrolgruppe. Disse resultater skal dog ses i lyset af, at antagelsen om pælle trends er svag i denne undersøgelse, og at tidvarierende forskelle mellem landene kan have påvirket resultaterne betydeligt.

Til slut har jeg diskuteret fordele og ulemper ved at anvende *big data* til at analysere min problemstilling frem for de anvendte metoder i opgaven.

10. Litteraturliste

- Andersen, Lotte Bøgh, Binderkrantz, Anne Skorkjær & Hansen, Kasper Møller. (2012). Forskningsdesign. I: *Metoder i Statskundskab*. Andersen, Lotte Bøgh et al. 2. udgave. Hans Reitzels Forlag.
- Andreß, H. J., Golsch, K., & Schmidt, A. W. (2013). *Applied panel data analysis for economic and social surveys*. Springer Science & Business Media.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Arab Barometer. (2009). *Wave I Arab Barometer Code Book and Survey Instrument*. <http://arabbarometer.org/instruments-and-data-files> (Besøgt: 20.12.17).
- Arab Barometer. (2011). *Wave II Arab Barometer Code Book and Survey Instrument*. <http://arabbarometer.org/instruments-and-data-files> (Besøgt: 20.12.17).
- Arab Barometer. (2014). *Wave III Arab Barometer Code Book and Survey Instrument*. <http://arabbarometer.org/instruments-and-data-files> (Besøgt: 20.12.17).
- Arab Barometer. (2017a). *Wave IV Arab Barometer Methodology Statement*. <http://arabbarometer.org/instruments-and-data-files> (Besøgt: 20.12.17).
- Arab Barometer. (2017b). *Wave IV Arab Barometer Code Book and Survey Instrument*. <http://arabbarometer.org/instruments-and-data-files> (Besøgt: 20.12.17).
- Doran, Michael, & Shaikh, Saiman. (2011). Bahrain – Island of Troubles. I: Pollack, Kenneth M., ed. *The Arab Awakening*. Brookings Institutions Press. (s. 188-195).
- Earl, Jennifer. (2004). The Cultural Consequences of Social Movements. In Kriesi, Hanspeter, David A. Snow & Sarah A. Soule: *The Blackwell Companion to Social Movements*. Oxford, UK: Blackwell Publishing. (s. 508-530).
- Gause, F. G. (2011). Why Middle East Studies Missed the Arab Spring. I: *Foreign Affairs* (juli/august 2011). <https://www.foreignaffairs.com/articles/middle-east/2011-07-01/why-middle-east-studies-missed-arab-spring> (Besøgt: 20.12.17).
- Gerber, A. S., & Green, D. P. (2012). *Field experiments: Design, analysis, and interpretation*. WW Norton.
- Giugni, Marco. (2008). Political, Biographical, and Cultural Consequences of Social Movements. In: *Social Compass*. (s. 1582–1600).

Globalis. (2017). *Det Arabiske Forår*. <https://www.globalis.dk/Konflikter/Afrika/Det-Arabiske-Foraar> (Besøgt: 20.12.17).

Hariri, Jacob Gerner. (2012). Kausal inferens i statskundskaben. I: *Politica*, 44. årg. nr. 2 (2012). (s. 184-201).

Hariri, Jacob Gerner. (2015). A Contribution to the Understanding of Middle Eastern and Muslim Exceptionalism. I: *The Journal of Politics* 77. No. 2 (April 2015). (s. 477-490).

Norton-Taylor, Richard. (2012). Arab spring took British intelligence by surprise, report says. *The Guardian* (12. juli 2012). <https://www.theguardian.com/uk/2012/jul/12/arab-spring-british-intelligence-report> (Besøgt: 20.12.17).

Reuters. (2011). Thousands protest against Lebanon's sectarian system. *Reuters*. <http://www.reuters.com/article/us-lebanon-protest/thousands-protest-against-lebanons-sectarian-system-idUSTRE7251SR20110306> (Besøgt: 20.12.17).

Samii, Cyrus. (2016). Causal Empiricism in Quantitative Research. I: *Journal of Politics*, vol. 78, no. 3 (juli 2016). (s. 941-955).

Varian, H. R. (2014). Big data: New tricks for econometrics. *The Journal of Economic Perspectives*, 28(2). (s. 3-27).

Bilag

Bilag 1: Outcome mål

Wave I, afhængig variabel

243q	Here is a similar scale of 1 to 10 measuring the extent to which people think democracy is suitable for [respondent's country]. If "1" means that democracy is completely unsuitable for [country] and "10" means that it is completely suitable, where would you place your opinion about the degree to which democracy is suitable for [country]?	1 = Complete unsuitable 2 3 4 5 6 7 8 9 10 = Complete suitable 96 = Not important 97 = Not clear 98 = Can't choose/Don't know 99 = Decline to answer
------	---	--

Wave II, afhængig variabel

Q512	Suppose there was a scale from 1-10 measuring the extent to which democracy is suitable for your country , with 1 meaning that democracy is absolutely inappropriate for your country and 10 meaning that democracy is completely appropriate for your country . To what extent do you think democracy is appropriate for your country ?											
	(Country under study)											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
	Democracy absolutely inappropriate						Democracy completely appropriate					96. Not concerned/ not interested 98. I don't know 99. Declined to answer
	<div><div></div><div></div><div></div></div>											

Wave III, afhængig variabel

q512	Suppose there was a scale from 0-10 measuring the extent to which democracy is suitable for your country, with 0 meaning that democracy is absolutely inappropriate for your country and 10 meaning that democracy is completely appropriate for your country. To what extent do you think democracy is appropriate for your country?											
	10 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0										96. Not concerned/ not interested 98. I don't know 99. Declined to answer	_ _
	Completely appropriate					Absolutely inappropriate						

Wave IV, afhængig variabel

q512	Suppose there was a scale from 0-10 measuring the extent to which democracy is suitable for your country, with 0 meaning that democracy is absolutely inappropriate for your country and 10 meaning that democracy is completely appropriate for your country.											
	To what extent do you think democracy is appropriate for your country? (Read) (Not asked in Lebanon)											
	10 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 Completely appropriate											

Wave II, Interaktionsmål

Q409	Do you use the internet...? (Read):	1. Daily or almost daily 2. At least once a week 3. At least once a month 4. A few times a year 5. I do not use the internet. – Go to question 501 8. I don't know (Do not read). – Go to question 501 9. Declined to answer (Do not read). – Go to question 501	<input type="checkbox"/>
-------------	---	---	--------------------------

Wavi II, Uafhængig variabel

Samp	Sample: 1. Main sample 2. Additional sample	<input type="checkbox"/>
-------------	--	--------------------------

Bilag 2: R script

```
##### Tidying af data #####  
library(haven)  
library(plyr)  
library(dplyr)  
library(tidyr)  
  
#### Wave I/Differences-in-differences ####  
#Import af datasæt#  
fulddata_waveI <- read_dta("~/Documents/9. Semester/vkme17-master/Eksamen/Data/1.  
bølge/ABI_datafilefinal_2_1_ENGLISH.dta")  
  
#Overblik over datasæt#  
ls(fulddata_waveI)  
  
#Relevante variable#  
#country = land  
#243q = afhængig variabel/demokrati  
  
#Vælg variable af relevans#  
raw_waveI <- select(fulddata_waveI, country, q243)  
  
#Missing values#  
#For afhængig variabel/Demokrati  
raw_waveI[,2][raw_waveI[, 2] > 11] <- NA  
  
#Tilføj årstalsvariabel og sample#  
raw_waveI_aar <- mutate(raw_waveI, samp = NA, aar = 2006)  
View(raw_waveI_aar)  
  
#Ændring af årstal for Yemen og Libanon (2007) og Bahrain (2009)#  
raw_waveI_aar[,4][raw_waveI_aar[, 1] == 6 | raw_waveI_aar[, 1] == 7] <- 2007  
raw_waveI_aar[,4][raw_waveI_aar[, 1] == 8] <- 2009  
  
#Ændring af country til samme navne/tal som andre waves#  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 8] <- 23  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 7] <- 22  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 6] <- 10  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 5] <- 9  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 4] <- 13  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 2] <- 15  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 1] <- 8  
raw_waveI_aar[,1][raw_waveI_aar[, 1] == 3] <- 1  
  
#Reskalering af q243 og ændring af navn til q512#  
raw_waveI_aar_re <- mutate(raw_waveI_aar, q512 = ((q243-1)/(10-1))*((10-0)+0))
```

```
#Gemmer clean datasæt uden q243#
clean_wavel <- select(raw_wavel_aar_re, country, q512, samp, aar)

##### Wave III/Differences-in-differences #####

#Import af datasæt#
fulddata_waveIII <- read_dta("~/Documents/9. Semester/vkme17-master/Eksamen/Data/3.
Bølge/Arab_Barometer_Third_Wave_English_Data_Set_v1.dta")

#Overblik over datasæt#
ls(fulddata_waveIII)

#Relevante variable#
#country = land
#q512 = afhængig variabel/demokrati

#Vælg variable af relevans#
raw_waveIII <- select(fulddata_waveIII, country, q512, samp)
View(raw_waveIII)

#Missing values#
#For afhængig variabel/Demokrati
raw_waveIII[,2][raw_waveIII[, 2] > 11] <- NA

#Tilføj årstalsvariabel#
raw_waveIII_aar <- mutate(raw_waveIII, aar = 2013)

#Ændring af årstal for Palæstina (2012) og Kuwait, Libyen og Marokko (2. sample) (2014)#
raw_waveIII_aar[,4][raw_waveIII_aar[, 1] == 15] <- 2012
raw_waveIII_aar[,4][raw_waveIII_aar[, 1] == 9 | raw_waveIII_aar[, 1] == 11] <- 2014
raw_waveIII_aar[,4][raw_waveIII_aar[, 1] == 13 & raw_waveIII_aar[, 3] == 2] <- 2014

#Gemmer clean datasæt#
clean_waveIII <- raw_waveIII_aar

##### Wave IV/Differences-in-differences #####

#Import af datasæt#
fulddata_waveIV <- read_dta("~/Documents/9. Semester/vkme17-master/Eksamen/Data/4.
Bølge/Arab_Barometer_Fourth_Wave_English_Data_Set_v1.dta")

#Overblik over datasæt#
ls(fulddata_waveIV)

#Relevante variable#
#country = land
```

```
#q512 = afhængig variabel/demokrati
```

```
raw_waveIV <- select(fulldata_waveIV, country, q512)  
View(raw_waveIV)
```

```
#Missing values#  
#For afhængig variabel/Demokrati  
raw_waveIV[,2][raw_waveIV[, 2] > 11] <- NA
```

```
#Tilføj årstalsvariabel#  
raw_waveIV_aar <- mutate(raw_waveIV, samp = NA, aar = 2016)  
View(raw_waveIV_aar)
```

```
#Filter lande fra#  
raw_waveIV_aar_land <- filter(raw_waveIV_aar, country==1 | country==8 | country==10 |  
country==13 |country==22)
```

```
#Gemmer clean datasæt#  
clean_waveIV <- raw_waveIV_aar_land
```

Wave II/Eksperiment

```
#Import af datasæt#  
fulldata_waveII <- read_dta("~/Documents/9. Semester/vkme17-master/Eksamen/Data/2.  
Bølge/ADBII_Merged_Data_file_English_FINAL_0.dta")
```

```
#Overblik over datasæt#  
ls(fulldata_waveII)
```

```
#Relevante variable#  
#country = land  
#q1001 = alder  
#q1002 = køn  
#q13 = land/by  
#samp = treatment  
#q512 = afhængig variabel/demokrati  
#q409 = brug af internet  
#q5022 = deltagelse i protest
```

```
#Vælg variable af relevans#  
raw_waveII <- select(fulldata_waveII, country, q1001, q1002, q13, samp, q512, q409, q5022)
```

```
#Missing values#  
#For alder  
raw_waveII[,2][raw_waveII[, 2] == 0 | raw_waveII[, 2] > 993] <- NA  
#For afhængig variabel/Demokrati  
raw_waveII[,6][raw_waveII[, 6] == 0 |raw_waveII[, 6] > 11] <- NA
```

```
#For medier
raw_wavell[,7][raw_wavell[, 7] == 0 | raw_wavell[, 7] > 7] <- NA
#For protest
raw_wavell[,8][raw_wavell[, 8] == 0 | raw_wavell[, 8] > 7] <- NA
#Tjekker ændring
summary(raw_wavell)

#Create dummies#
#Da mange af de variable, jeg ønsker som dummies allerede er dummy, men med værdierne
(1/2), så anvender jeg ikke "as.numeric".
#For køn, Mand = 1, Kvinde = 0
raw_wavell[,3][raw_wavell[, 3] == 2] <- 0
#For land/by, By = 1, Land = 0
raw_wavell[,4][raw_wavell[, 4] == 2] <- 0
#For treatment/demokrati
#Jeg ønsker her, at første stikprøve (1) står som 0, og anden stikprøve (2) står som 1.
raw_wavell[,5][raw_wavell[, 5] == 1] <- 0
raw_wavell[,5][raw_wavell[, 5] == 2] <- 1
#Tjekker ændring
summary(raw_wavell)

#Tilføj årstal#
raw_wavell_aar <- mutate(raw_wavell, aar = 2011)

#Ændring af årstal ved Jordan, Libanon (1. sample), Palæstina og Sudan (1. sample) (2010)#
raw_wavell_aar[,9][raw_wavell_aar[, 1] == 8 | raw_wavell_aar[, 1] == 15] <- 2010
raw_wavell_aar[,9][raw_wavell_aar[, 1] == 10 & raw_wavell_aar[, 5] == 0] <- 2010
raw_wavell_aar[,9][raw_wavell_aar[, 1] == 19 & raw_wavell_aar[, 5] == 0] <- 2010

#Reskalering af q512#
raw_wavell_aar_re <- mutate(raw_wavell_aar, q512a = ((q512-1)/(10-1))*((10-0)+0))

#Drop "gamle" q512#
raw_wavell_aar_re$q512 = NULL

#Rename q512a til q512#
names(raw_wavell_aar_re)[names(raw_wavell_aar_re) == "q512a"] <- "q512"

#Gemmer clean datasæt#
clean_wavell <- raw_wavell_aar_re

#Gemmer observationer for Libanon#
libanon_wavell <- filter(clean_wavell, country == 10)

#Gemmer kvindelige observationer for Libanon#
libanon_kvin_wavell <- filter(libanon_wavell, q1002 == 0)
```

```
#Gemmer til differences-in-difference#
```

```
waveII_dif <- select(clean_waveII, country, q512, samp, aar)
```

```
waveII_dif_land <- filter(waveII_dif, country==1 | country==8 | country==10 | country==13  
|country==22)
```

```
clean_waveII_dif <- waveII_dif_land
```

Combine dataframes til Differences-in-differences

```
#Combine dataframes for wave1 of wave3#
```

```
difindif <- bind_rows(list(clean_waveI, clean_waveIII), .id = NULL)
```

```
summary(difindif)
```

```
#Arrange by country og år#
```

```
difindif_country_aar <- arrange(difindif, country, aar)
```

Data til model 11, did = alle lande kontrol

```
#Filtre urelevante lande fra, således det kun er Yemen (22), Algeriet (1), Jordan (8), Libanon  
(10), Marokko (13)"
```

```
difindif1_country_aar_land <- filter(difindif_country_aar, country==1 | country==8 |  
country==10 | country==13 |country==22)
```

```
#Create dummy for Yemen (1) og resten (0)"
```

```
difindif1_country_aar_land_dum <- mutate(difindif1_country_aar_land, dummy_land = 0)
```

```
difindif1_country_aar_land_dum[,5][difindif1_country_aar_land_dum[,1]==22] <- 1
```

```
summary(difindif1_country_aar_land_dum)
```

```
#Create dummy for 2006/2007 (0) og 2012/2013/2014 (1)
```

```
difindif1_country_aar_land_dum_dum <- mutate(difindif1_country_aar_land_dum, dummy_aar  
= 1)
```

```
difindif1_country_aar_land_dum_dum[,6][difindif1_country_aar_land_dum_dum[,4]==2006
```

```
|difindif1_country_aar_land_dum_dum[,4]==2007] <- 0
```

```
summary(difindif1_country_aar_land_dum_dum)
```

```
#Gem clean datasæt#
```

```
clean_difindif1 <- difindif1_country_aar_land_dum_dum
```

Data til model 7, did = kontrol for Algeriet

```
#Filtre urelevante lande fra, således det kun er Yemen (22) og Algeriet (1)#
```

```
difindif2_country_aar_land <- filter(difindif_country_aar, country==1 | country==22)
```

```
#Create dummy for Yemen (1) og Algeriet (0)"
```

```
difindif2_country_aar_land_dum <- mutate(difindif2_country_aar_land, dummy_land = 0)
```

```
difindif2_country_aar_land_dum[,5][difindif2_country_aar_land_dum[,1]==22] <- 1
```

```
summary(difindif2_country_aar_land_dum)
```

```
#Create dummy for 2006/2007 (0) og 2012/2013/2014 (1)
difindif2_country_aar_land_dum_dum <- mutate(difindif2_country_aar_land_dum, dummy_aar
= 1)
difindif2_country_aar_land_dum_dum[,6][difindif2_country_aar_land_dum_dum[,4]==2006
|difindif2_country_aar_land_dum_dum[,4]==2007] <- 0
summary(difindif2_country_aar_land_dum_dum)
```

```
#Gem clean datasæt#
clean_difindif2 <- difindif2_country_aar_land_dum_dum
```

Data til model 8, did = kontrol for Jordan

```
#Filtre urelevante lande fra, således det kun er Yemen (22) og Jordan (8)#
difindif3_country_aar_land <- filter(difindif_country_aar, country==8 | country==22)
```

```
#Create dummy for Yemen (1) og Algeriet (0)"
difindif3_country_aar_land_dum <- mutate(difindif3_country_aar_land, dummy_land = 0)
difindif3_country_aar_land_dum[,5][difindif3_country_aar_land_dum[,1]==22] <- 1
summary(difindif3_country_aar_land_dum)
```

```
#Create dummy for 2006/2007 (0) og 2012/2013/2014 (1)
difindif3_country_aar_land_dum_dum <- mutate(difindif3_country_aar_land_dum, dummy_aar
= 1)
difindif3_country_aar_land_dum_dum[,6][difindif3_country_aar_land_dum_dum[,4]==2006
|difindif3_country_aar_land_dum_dum[,4]==2007] <- 0
summary(difindif3_country_aar_land_dum_dum)
```

```
#Gem clean datasæt#
clean_difindif3 <- difindif3_country_aar_land_dum_dum
```

Data til model 9, did = kontrol for Libanon

```
#Filtre urelevante lande fra, således det kun er Yemen (22) og Libanon (10)#
difindif4_country_aar_land <- filter(difindif_country_aar, country==10 | country==22)
```

```
#Create dummy for Yemen (1) og Algeriet (0)"
difindif4_country_aar_land_dum <- mutate(difindif4_country_aar_land, dummy_land = 0)
difindif4_country_aar_land_dum[,5][difindif4_country_aar_land_dum[,1]==22] <- 1
summary(difindif4_country_aar_land_dum)
```

```
#Create dummy for 2006/2007 (0) og 2012/2013/2014 (1)
difindif4_country_aar_land_dum_dum <- mutate(difindif4_country_aar_land_dum, dummy_aar
= 1)
difindif4_country_aar_land_dum_dum[,6][difindif4_country_aar_land_dum_dum[,4]==2006
|difindif4_country_aar_land_dum_dum[,4]==2007] <- 0
```



```
summary(difindif4_country_aar_land_dum_dum)
```

```
#Gem clean datasæt#
```

```
clean_difindif4 <- difindif4_country_aar_land_dum_dum
```

Data til model 10, did = kontrol for Marokko

```
#Filtre urelevante lande fra, således det kun er Yemen (22) og Marokko (13)#
```

```
difindif5_country_aar_land <- filter(difindif_country_aar, country==13 | country==22)
```

```
#Create dummy for Yemen (1) og Algeriet (0)"
```

```
difindif5_country_aar_land_dum <- mutate(difindif5_country_aar_land, dummy_land = 0)
```

```
difindif5_country_aar_land_dum[,5][difindif5_country_aar_land_dum[,1]==22] <- 1
```

```
summary(difindif5_country_aar_land_dum)
```

```
#Create dummy for 2006/2007 (0) og 2012/2013/2014 (1)
```

```
difindif5_country_aar_land_dum_dum <- mutate(difindif5_country_aar_land_dum, dummy_aar  
= 1)
```

```
difindif5_country_aar_land_dum_dum[,6][difindif5_country_aar_land_dum_dum[,4]==2006  
|difindif5_country_aar_land_dum_dum[,4]==2007] <- 0
```

```
summary(difindif5_country_aar_land_dum_dum)
```

```
#Gem clean datasæt#
```

```
clean_difindif5 <- difindif5_country_aar_land_dum_dum
```

Data til model 12, did = kontrol uden Algeriet

```
#Filtre urelevante lande fra, således det kun er Yemen (22), Jordan (8), Libanon (10),  
Marokko (13)"
```

```
difindif6_country_aar_land <- filter(difindif_country_aar, country==8 | country==10 |  
country==13 |country==22)
```

```
#Create dummy for Yemen (1) og resten (0)"
```

```
difindif6_country_aar_land_dum <- mutate(difindif6_country_aar_land, dummy_land = 0)
```

```
difindif6_country_aar_land_dum[,5][difindif6_country_aar_land_dum[,1]==22] <- 1
```

```
summary(difindif6_country_aar_land_dum)
```

```
#Create dummy for 2006/2007 (0) og 2012/2013/2014 (1)
```

```
difindif6_country_aar_land_dum_dum <- mutate(difindif6_country_aar_land_dum, dummy_aar  
= 1)
```

```
difindif6_country_aar_land_dum_dum[,6][difindif6_country_aar_land_dum_dum[,4]==2006  
|difindif6_country_aar_land_dum_dum[,4]==2007] <- 0
```

```
summary(difindif6_country_aar_land_dum_dum)
```

```
#Gem clean datasæt#
```

```
clean_difindif6 <- difindif6_country_aar_land_dum_dum
```

Sammenligning af grupper

```
library(ggplot2)
```

Histogrammer

```
#Labels#
```

```
libanon_wavell$q1002 <- factor(libanon_wavell$q1002, levels=c(0, 1), labels=c("Kvinder",  
"Mænd"))
```

```
#Lav histogrammer#
```

```
#Forskel i outcome pr. år
```

```
g1 <- ggplot(data=libanon_wavell, aes(x = aar, y = q512)) +  
  stat_summary(fun.y = "mean", geom = "bar") +  
  labs(title = "Forskel i outcome pr. år", x = "År", y = "Holdning til Demokrati") +  
  scale_x_continuous(breaks=c(2010,2011)) +  
  coord_cartesian(ylim=c(5,6))
```

```
g1
```

```
#Forskel i outcome for køn
```

```
g2 <- ggplot(data=libanon_wavell, aes(x = q1002, y = q512)) +  
  stat_summary(fun.y = "mean", geom = "bar") +  
  labs(title = "Forskel i outcome for mænd og kvinder", x = "Køn", y = "Holdning til  
Demokrati") +  
  coord_cartesian(ylim=c(5,6))
```

```
g2
```

```
#Forskel i outcome pr. år for kvinder
```

```
g3 <- ggplot(data=libanon_kvin_wavell, aes(x = aar, y = q512)) +  
  stat_summary(fun.y = "mean", geom = "bar") +  
  labs(title = "Forskel i outcome pr. år for kvinder", x = "År", y = "Holdning til Demokrati") +  
  scale_x_continuous(breaks=c(2010,2011)) +  
  coord_cartesian(ylim=c(5,6))
```

```
g3
```

Sammenligner aldersgennemsnit

```
#Sammenligner varians med Fisher's F-test#
```

```
#Opstil to hypoteser
```

```
H(0): der er ingen forskel i varians mellem de to grupper
```

```
H(a): der er en forskel i varians mellem de to grupper
```

```
f.test_alder <- with(libanon_wavell, var.test(q1001[samp == 0], q1001[samp == 1]))  
f.test_alder
```

F test to compare two variances

```
data: q1001[samp == 0] and q1001[samp == 1]
F = 1.4056, num df = 1194, denom df = 191, p-value = 0.003323
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 1.122271 1.730488
sample estimates:
ratio of variances
 1.405605
```

== gruppernes varians er ikke homogene, man kan skrive "var-equal=FALSE", kan dog udelades, da uens varians korrigeres for dette by default.

#T-test#

#Opstil to hypoteser

H(0): der er ingen forskel mellem de to grupper

H(a): der er en forskel mellem de to grupper

```
t.test_alder <- with(libanon_wavell, t.test(q1001[samp == 0], q1001[samp == 1],
paied=FALSE))
t.test_alder
```

Welch Two Sample t-test

```
data: q1001[samp == 0] and q1001[samp == 1]
t = 0.55128, df = 284.69, p-value = 0.5819
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -1.430449 2.543420
sample estimates:
mean of x mean of y
 38.55649 38.00000
```

== forskellen mellem grupperne er = 0

Sammenligner andel mellem køn

```
libanon_2010 <- filter(libanon_wavell, samp == 0)
libanon_2011 <- filter(libanon_wavell, samp == 1)
summary(libanon_2010)
summary(libanon_2011)
```

```
koen2010 <- filter(libanon_wavell, q1002==1, samp==0)
koen2010 #786 respondenter ud af 1195 fra mænd
koen2011 <- filter(libanon_wavell, q1002==1, samp==1)
koen2011 #0 respondenter ud af 192 fra urban
```

#Hypoteser

H(0): der er ingen forskel mellem de to grupper

H(a): der er en forskel mellem de to grupper

```
#pr-test#  
pr.test_koen <- prop.test(x = c(786, 0), n = c(1195, 192))  
pr.test_koen
```

2-sample test for equality of proportions with continuity correction

```
2-sample test for equality of proportions with continuity correction  
  
data:  c(786, 0) out of c(1195, 192)  
X-squared = 288.77, df = 1, p-value < 2.2e-16  
alternative hypothesis: two.sided  
95 percent confidence interval:  
 0.6278170 0.6876642  
sample estimates:  
 prop 1    prop 2  
0.6577406 0.0000000
```

#klar signifikant forskel mellem de to grupper.

Sammenligner andel mellem land/by

```
urban2010 <- filter(libanon_wavell, q13==1, samp==0)  
urban2010 #1168 respondenter ud af 1195 fra urban  
urban2011 <- filter(libanon_wavell, q13==1, samp==1)  
urban2011 #188 respondenter ud af 192 fra urban
```

```
#Hypoteser  
H(0): der er ingen forskel mellem de to grupper  
H(a): der er en forskel mellem de to grupper
```

```
#pr-test#  
pr.test_landby <- prop.test(x = c(1168, 188), n = c(1195, 192))  
pr.test_landby
```

2-sample test for equality of proportions with continuity correction

```
2-sample test for equality of proportions with continuity correction  
  
data:  c(1168, 188) out of c(1195, 192)  
X-squared = 2.0213e-28, df = 1, p-value = 1  
alternative hypothesis: two.sided  
95 percent confidence interval:  
 -0.02541069 0.02188907  
sample estimates:  
 prop 1    prop 2  
0.9774059 0.9791667  
  
#Meget høj p-værdi
```

OLS af eksperiment

Eksperiment uden interaktion

#Uden kontrol#

```
ols_eks <- lm(q512 ~ samp, data = libanon_waveII)
```

```
summary(ols_eks)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ samp, data = libanon_waveII)

Residuals:
<Labelled double>
    Min       1Q   Median       3Q      Max 
-5.8011 -2.3913 -0.2456  3.0878  4.2754 

Labels:
value          label
  0              0. missing
  1      1. absolutely unsatisfied
 10             10. very satisfied
96 96. not concerned/not interested
98              98. i don't know
99             99. declined to answer

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  5.80111    0.09508   61.013  <2e-16 ***
samp        -0.07647    0.25897   -0.295    0.768
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.267 on 1363 degrees of freedom
(22 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  6.397e-05, Adjusted R-squared:  -0.0006697
F-statistic: 0.0872 on 1 and 1363 DF,  p-value: 0.7678
```

#Kontrol for køn#

```
ols_eks_koen <- lm(q512 ~ samp + q1002, data = libanon_waveII)
```

```
summary(ols_eks_koen)
```

Eksamen, Videregående Kvantitative Metoder i Studiet af Politisk Adfærd Københavns Universitet, December 2017

```
Call:
lm(formula = q512 ~ samp + q1002, data = libanon_waveII)

Residuals:
<Labelled double>
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-5.9874 -2.1095 -0.1691  3.4461  4.5572

Labels:
value      label
  0          0. missing
  1      1. absolutely unsatisfied
 10      10. very satisfied
 96 96. not concerned/not interested
 98          98. i don't know
 99          99. declined to answer

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   5.4428      0.1622  33.560 < 2e-16 ***
samp           0.2818      0.2899   0.972  0.33116
q1002          0.5446      0.1999   2.724  0.00654 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.26 on 1362 degrees of freedom
(22 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.005481, Adjusted R-squared:  0.004021
F-statistic: 3.753 on 2 and 1362 DF, p-value: 0.02368
```

#Kun kvindelige respondenter#

```
ols_eks_kvin <- lm(q512 ~ samp, data = libanon_kvin_waveII)
```

```
summary(ols_eks_kvin)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ samp, data = libanon_kvin_waveII)

Residuals:
<Labelled double>
    Min      1Q  Median      3Q     Max
-5.7246 -2.1095 -0.1691  2.3350  4.5572

Labels:
value      label
  0          0. missing
  1      1. absolutely unsatisfied
 10      10. very satisfied
 96 96. not concerned/not interested
 98          98. i don't know
 99          99. declined to answer

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   5.4428      0.1485  36.653 <2e-16 ***
samp           0.2818      0.2655   1.062  0.289
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.985 on 586 degrees of freedom
(13 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.00192, Adjusted R-squared:  0.0002168
F-statistic: 1.127 on 1 and 586 DF, p-value: 0.2888
```

Eksperiment med internet interaktion

#Kategorisk variabel!! Måske skal dette stå anderledes??#

#Interaktion med internet#

```
ols_eks_net <- lm(q512 ~ samp*q409, data = libanon_waveII)
```

```
summary(ols_eks_net)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ samp * q409, data = libanon_waveII)

Residuals:
<Labelled double>
    Min       1Q   Median       3Q      Max 
-6.1926 -2.2036 -0.2409  3.0924  4.4630 

Labels:
value      label
  0             0. missing
  1      1. absolutely unsatisfied
 10      10. very satisfied
 96 96. not concerned/not interested
 98      98. i don't know
 99      99. declined to answer

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  5.828289   0.220623  26.417  <2e-16 ***
samp          0.801444   0.755079   1.061   0.289
q409         -0.006369   0.054378  -0.117   0.907
samp:q409    -0.212184   0.173119  -1.226   0.221
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.272 on 1356 degrees of freedom
(27 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.001383, Adjusted R-squared:  -0.0008264 
F-statistic: 0.626 on 3 and 1356 DF,  p-value: 0.5983
```

#Interaktion med internet og kontrol for køn#

```
ols_eks_net_koen <- lm(q512 ~ samp*q409 + q1002, data = libanon_waveII)
```

```
summary(ols_eks_net_koen)
```

Eksamen, Videregående Kvantitative Metoder i Studiet af Politisk Adfærd Københavns Universitet, December 2017

```
Call:
lm(formula = q512 ~ samp * q409 + q1002, data = libanon_waveII)

Residuals:
<Labelled double>
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.1926 -2.1171  0.0186  3.4384  4.5595

Labels:
value      label
    0         0. missing
    1      1. absolutely unsatisfied
   10         10. very satisfied
  96 96. not concerned/not interested
  98         98. i don't know
  99         99. declined to answer

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  5.438013   0.263355  20.649 < 2e-16 ***
samp         1.191720   0.767085   1.554  0.12052
q409         0.002491   0.054352   0.046  0.96345
q1002        0.543029   0.201179   2.699  0.00704 **
samp:q409    -0.221044   0.172750  -1.280  0.20092
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.264 on 1355 degrees of freedom
(27 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.006724, Adjusted R-squared:  0.003792
F-statistic: 2.293 on 4 and 1355 DF, p-value: 0.0575
```

#Interaktion med internet med kun kvindelige respondenter#

```
ols_eks_net_kvin <- lm(q512 ~ samp*q409, data = libanon_kvin_waveII)
```

```
summary(ols_eks_net_kvin)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ samp * q409, data = libanon_kvin_waveII)

Residuals:
<Labelled double>
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.1926 -1.9841 -0.0849  2.2408  5.0056

Labels:
value      label
    0         0. missing
    1      1. absolutely unsatisfied
   10         10. very satisfied
  96 96. not concerned/not interested
  98         98. i don't know
  99         99. declined to answer

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)  4.83286    0.36690  13.172 <2e-16 ***
samp         1.79688    0.75339   2.385  0.0174 *
q409         0.16151    0.08812   1.833  0.0673 .
samp:q409    -0.38007    0.17376  -2.187  0.0291 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.982 on 581 degrees of freedom
(16 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.0112, Adjusted R-squared:  0.006091
F-statistic: 2.193 on 3 and 581 DF, p-value: 0.0878
```



```
#marginale effekter for kvinder#
```

```
library(margins)
```

```
m <- margins(ols_eks_net_kvin, at = list(q409 = 0:5))
```

```
summary(m)
```

factor	q409	AME	SE	z	p	lower	upper
q409	0	0.0420	0.0766	0.5479	0.5837	-0.1082	0.1921
q409	1	0.0420	0.0766	0.5479	0.5837	-0.1082	0.1921
q409	2	0.0420	0.0766	0.5479	0.5837	-0.1082	0.1921
q409	3	0.0420	0.0766	0.5479	0.5837	-0.1082	0.1921
q409	4	0.0420	0.0766	0.5479	0.5837	-0.1082	0.1921
q409	5	0.0420	0.0766	0.5479	0.5837	-0.1082	0.1921
samp	0	1.7969	0.7534	2.3850	0.0171	0.3203	3.2735
samp	1	1.4168	0.5941	2.3849	0.0171	0.2524	2.5812
samp	2	1.0367	0.4457	2.3262	0.0200	0.1632	1.9103
samp	3	0.6567	0.3236	2.0291	0.0424	0.0224	1.2910
samp	4	0.2766	0.2669	1.0365	0.3000	-0.2465	0.7997
samp	5	-0.1035	0.3132	-0.3303	0.7412	-0.7173	0.5104

```
##### Dif-in-Dif #####  
library(ggplot2)  
library(lattice)  
  
#### Parellel trends assumption ####  
  
#Datasæt med alle waves#  
difindif_graf <- bind_rows(list(difindif1_country_aar_land, clean_waveII_dif, clean_waveIV), .id  
= NULL)  
  
#Label på country#  
difindif_graf$country <- factor(difindif_graf$country, levels=c(1, 8, 10, 13,  
22),labels=c("Algeriet", "Jordan", "Libanon", "Marokko", "Yemen"))  
summary(difindif_graf)  
  
#Lav graf#  
p2 <- ggplot(data=difindif_graf, aes(x = aar, y = q512, color=country)) +  
  stat_summary(fun.y = "mean", geom = "line") + aes(group=country) +  
  labs(title = " Parallel Trends", x = "År", y = "Holdning til Demokrati")  
  
p2  
  
#### Kontrol for alle lande, model 11 ####  
ols_difindif1 <- lm(q512 ~ dummy_land*dummy_aar, data=clean_difindif1)  
summary(ols_difindif1)  
  
Call:  
lm(formula = q512 ~ dummy_land * dummy_aar, data = clean_difindif1)  
  
Residuals:  
    Min       1Q   Median       3Q      Max   
-6.7033 -1.9921  0.0079  2.5223  4.5223   
  
Coefficients:  
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)      
(Intercept)      6.70330    0.04443   150.88 < 2e-16 ***  
dummy_land       -0.99785    0.14295    -6.98 3.12e-12 ***  
dummy_aar        -0.71118    0.06060   -11.73 < 2e-16 ***  
dummy_land:dummy_aar  0.48345    0.17268     2.80 0.00512 **  
---  
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1  
  
Residual standard error: 2.936 on 11028 degrees of freedom  
(1131 observations deleted due to missingness)  
Multiple R-squared:  0.02085,    Adjusted R-squared:  0.02058  
F-statistic: 78.27 on 3 and 11028 DF,  p-value: < 2.2e-16  
  
#### Kontrol for Algeriet, model 7 ####  
ols_difindif2 <- lm(q512 ~ dummy_land*dummy_aar, data=clean_difindif2)  
summary(ols_difindif2)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ dummy_land * dummy_aar, data = clean_difindif2)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-7.2950 -2.2950  0.4458  2.5223  4.8903

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    5.10972    0.09178   55.671 < 2e-16 ***
dummy_land      0.59573    0.16028    3.717 0.000205 ***
dummy_aar       2.18530    0.12538   17.429 < 2e-16 ***
dummy_land:dummy_aar -2.41303    0.20042  -12.040 < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.839 on 3647 degrees of freedom
(786 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.09125, Adjusted R-squared:  0.09051
F-statistic: 122.1 on 3 and 3647 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Kontrol for Jordan, model 8

```
ols_difindif3 <- lm(q512 ~ dummy_land*dummy_aar, data=clean_difindif3)
summary(ols_difindif3)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ dummy_land * dummy_aar, data = clean_difindif3)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.6254 -1.4777  0.0412  1.9918  4.5223

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    6.62544    0.08244   80.364 < 2e-16 ***
dummy_land     -0.91999    0.14864   -6.189 6.60e-10 ***
dummy_aar      -0.61722    0.10482   -5.889 4.19e-09 ***
dummy_land:dummy_aar  0.38949    0.18069    2.156  0.0312 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.673 on 4341 degrees of freedom
(510 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.02384, Adjusted R-squared:  0.02316
F-statistic: 35.33 on 3 and 4341 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Kontrol for Libanon, model 9

```
ols_difindif4 <- lm(q512 ~ dummy_land*dummy_aar, data=clean_difindif4)
summary(ols_difindif4)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ dummy_land * dummy_aar, data = clean_difindif4)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-6.6342 -2.1898  0.5223  2.6672  4.6672

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    6.63421    0.09131   72.657 < 2e-16 ***
dummy_land     -0.92876    0.17064  -5.443 5.56e-08 ***
dummy_aar      -1.30144    0.12826 -10.147 < 2e-16 ***
dummy_land:dummy_aar  1.07371    0.21420   5.013 5.60e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 3.115 on 3945 degrees of freedom
(363 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.03019, Adjusted R-squared:  0.02945
F-statistic: 40.94 on 3 and 3945 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Kontrol for Marokko, model 10

```
ols_difindif5 <- lm(q512 ~ dummy_land*dummy_aar, data=clean_difindif5)
summary(ols_difindif5)
```

```
Call:
lm(formula = q512 ~ dummy_land * dummy_aar, data = clean_difindif5)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-8.1141 -2.3573  0.5223  1.8859  4.6427

Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)    8.1141    0.0848   95.68 <2e-16 ***
dummy_land     -2.4086    0.1600  -15.05 <2e-16 ***
dummy_aar      -2.7567    0.1234  -22.33 <2e-16 ***
dummy_land:dummy_aar  2.5290    0.2033   12.44 <2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.933 on 3850 degrees of freedom
(456 observations deleted due to missingness)
Multiple R-squared:  0.1492, Adjusted R-squared:  0.1486
F-statistic: 225.1 on 3 and 3850 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Kontrol uden Algeriet, model 12

```
ols_difindif6 <- lm(q512 ~ dummy_land*dummy_aar, data=clean_difindif6)
summary(ols_difindif6)
```

Eksamen, Videregående Kvantitative Metoder i Studiet af Politisk Adfærd
Københavns Universitet, December 2017

```
Call:
lm(formula = q512 ~ dummy_land * dummy_aar, data = clean_difindif6)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-7.1504	-1.6295	0.3705	2.5223	4.5223

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	7.15040	0.04951	144.427	< 2e-16 ***
dummy_land	-1.44495	0.14267	-10.128	< 2e-16 ***
dummy_aar	-1.52092	0.06751	-22.530	< 2e-16 ***
dummy_land:dummy_aar	1.29319	0.17295	7.477	8.3e-14 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 2.891 on 8966 degrees of freedom

(673 observations deleted due to missingness)

Multiple R-squared: 0.06338, Adjusted R-squared: 0.06306

F-statistic: 202.2 on 3 and 8966 DF, p-value: < 2.2e-16