

Bilaga 2.

Effektutvärdering av införd löneskatt för dem som har fyllt 65 år



RiR 2020:24

Särskild löneskatt för äldre

– redovisning och effekter

Innehåll

1	Analysmodell	3
2	Datakällor och urval	5
3	Utfallsvariabler	7
4	Balans mellan behandlings- och jämförelsegrupp	8
5	Är antagandet om parallella trender uppfyllt?	11
5.1	Utfall löneinkomster och sysselsättning	11
5.2	Utfall egenföretagande och kapitalinkomster	13
5.3	Utfall pensionsinkomster	16
6	Reformeffekter	18
6.1	Reformeffekter för olika grupper	22
7	Känslighetsanalys	26
7.1	Systematiska kohortskillnader	26
7.2	Påverkan av andra reformer	30
7.3	Olika födelsemånader i urvalet	32
8	Tabellbilaga: Deskriptiv statistik och resultat	33

1 Analysmodell

Bilagan innehåller en empirisk analys och effektutvärdering av den särskilda löneskatten för äldre som infördes 2016.

Reformen 2016 innebar att en särskild löneskatt på 6,15 procent infördes för dem som var 65 år vid årets ingång medan de som fyllde 65 år under året inte påverkades av reformen förrän ett år senare. Den införda särskilda löneskatten innebar att socialavgifterna ökade från 10,21 procent till 16,36 procent för personer som var 65 år vid årets ingång. De som fyllde 65 år under året omfattades däremot fortfarande av fullständiga arbetsgivar- eller egenavgifter.¹ Regelverket gällde under perioden 2016 till och med första halvåret 2019.

Vår analysmodell är en *difference-in-difference*-ansats (DD).² Ansatsen innebär att vi jämför utfallen för gruppen som är 65 år fyllda vid årets ingång med utfallen för gruppen som fyller 65 år under året efter införandet av den särskilda löneskatten.

Ansatsens validitet bygger på att skillnaden i utfall mellan de två grupperna, det vill säga är 65 år vid årets ingång och fyller 65 under året, före reformen kan approximeras vad samma skillnad i utfall borde varit efter reformen, om reformen inte hade införts. Vi har alltså, genom detta antagande, en skattning på det kontrafaktiska utfallet för behandlingsgruppen när reformen är införd. Genom att jämföra denna skattning med vad som faktiskt hände för gruppen som var 65 år vid årets ingång när reformen infördes kan man beräkna vad reformeffekten är.

Vår empiriska modell för skattning är följande

$$y_{it} = \alpha + \beta * T_i + kalenderår_t + \delta * T_i * R_t + \varepsilon_{it},$$

där y_{it} är utfall av intresse för individ i under kalenderår t , T_i är 1 om individ i är 65 år vid årets början, 0 annars, R_t är 1 om året är större än eller lika med 2016, 0 annars, och ε_{it} är en slumpterm som i förväntan är 0. Behandlade kommer att undersökas under det år de fyller 66 år medan jämförelsegruppen undersöks det kalenderår de fyller 65 år.³ Vi kan undersöka utfallet under ett år per individ, men inte utfallen följande år, eftersom även jämförelsegruppen är behandlad påföljande år. Vårt urval (som beskrivs närmare nedan) innehåller alltså upprepade tvärsnitt och varje individ förekommer bara en gång i urvalet. Parametern δ är därmed effekten av att få införd löneskatt genom 2016 års reform, jämfört med att få den under efterföljande år.

¹ Under perioden 2016–2019 uppgick arbetsgivaravgiften utan nedsättning till 31,42 procent medan egenavgiften uppgick till 28,97 procent. Se även bilaga 1.

² Analysen baseras på samma metod som används i Laun, *The effect of age-targeted tax credits on labor force participation of older workers*, 2017.

³ Vi kommer i fortsättningen att beteckna behandlingsgruppen som 66 år och jämförelsegruppen som 65 år.

Vi snävar in urvalet till åldersgrupper nära brytpunkten i ålder genom att endast studera dem som blir 65 år gamla ett par månader före respektive efter årsskiftet. På detta sätt blir behandlingsgrupp och jämförelsegrupp mycket jämförbara i ålder, men skiljer ett helt kalenderår i när behandlingen inträffar. Vi återkommer till detta nedan när vi beskriver vårt urval närmare.

Det grundläggande antagandet för effektberäkningen förefaller rimligt, såtillvida att grupper som är nära i ålder torde vara förhållandevis lika i övrigt. Antagandet kan delvis bekräftas genom att studera tidstrender mellan de två grupperna före reformen. Om vi observerar olikheter i tidstrender för dem som är födda året innan utfallen mäts gentemot dem som är födda under året där utfallen mäts innan reformen tyder detta på att antagandet sannolikt inte är uppfyllt.

Vi kan ha ett problem med att jämförelsegruppen kan vara medveten om att skatteförändringen kommer året efter och som en följd ändrar sitt beteende redan samma år (förväntanseffekt). Detta skulle då innebära att de i förväntan skulle minska sitt arbetsutbud till följd av denna anpassning och därmed skulle vi troligtvis få en underskattning av en eventuell effekt. Vi undersöker detta i senare avsnitt. Ett ytterligare potentiellt problem med denna design är att andra reformer under perioden påverkat vår behandlingsgrupp men inte vår jämförelsegrupp. Vi återkommer även till detta i senare avsnitt.

2 Datakällor och urval

Till vår analys används flera datakällor. Vi använder dels Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier (LISA) för åren 1990–2017, dels Inkomst- och taxeringsregistret (IoT) för åren 2000–2017.

Urvalet för vår analys avgränsas till dem som fyller 65 år oktober till december föregående år eller januari till mars innevarande år under 2008 till och med 2017.⁴ På detta sätt studeras individer som ligger nära varandra i ålder men kommer att påverkas olika av löneskatten år 2016 på grund av att de är födda på olika sidor av årsskiftet.

Vi kommer alltså att undersöka följande födelsekohorter under respektive undersökningsår (utfallsår):

Tabell 2:1 Behandlingsgrupp och jämförelsegrupp för respektive undersökningsår i analysen

Undersökningsår	Behandlade	Jämförelser
2008	Födda okt.–dec. 1942	Födda jan.–mars 1943
2009	Födda okt.–dec. 1943	Födda jan.–mars 1944
...		
2016	Födda okt.–dec. 1950	Födda jan.–mars 1951
2017	Födda okt.–dec. 1951	Födda jan.–mars 1952

Fokus i analysen är på äldre som har en relativt stark arbetsmarknadsanknytning. Det motiveras av att förändrade incitament att anställa äldre i huvudsak borde beröra dem som har en relativt stark anknytning till arbetsmarknaden. Dessa är – till skillnad från dem som redan lämnat arbetsmarknaden – i högre grad påverkbara av en förändrad efterfrågan på deras arbetsutbud eftersom pensionsbeslutet vanligtvis är ett definitivt beslut.⁵

Vi avgränsar därför analysen till dem som två år före undersökningsåret (år $t - 2$) hade en förvärvsinkomst⁶ som uppgår till minst 0,5 inkomstbasbelopp.⁷ Vi avgränsar populationen utifrån inkomsten i år $t - 2$ (istället för $t - 1$) för att undvika att urvalet under reformens andra år (2017) påverkas av reformens första år (2016).

⁴ Anledning till att urvalet begränsas från och med 2008 är att det är året efter jobbskatteavdraget infördes 2007. Därmed fås en så lång förperiod (referensperiod) som möjligt, utan att tidigare reformer ska påverka grupperna olika. Se SCB, *LISA Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier*, 2019.

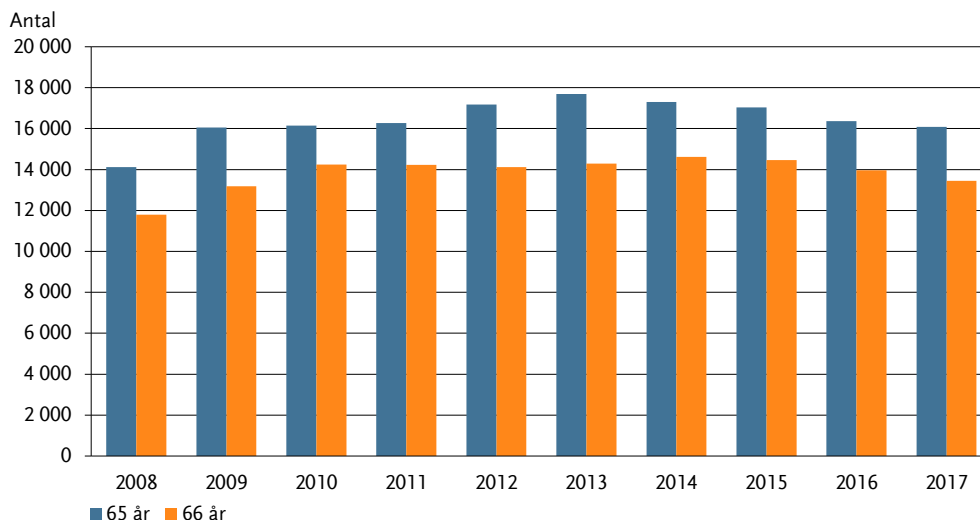
⁵ Övergången från sysselsättning till pension kan dock vara en gradvis process, och innefatta ett antal år med arbete på deltid, eller ett uttag av pension i kombination med förvärvsarbete, innan slutligt utträde från arbetsmarknaden. Tyvärr saknas uppgift om arbetade timmar i våra data, vilket gör det svårt att avgöra omfattningen på arbetet. Reformen 2016 påverkade även dem som hade fullt uttag av allmän ålderspension före 65 års ålder genom att deras eventuella inkomst från aktiv näringsverksamhet blev föremål för den särskilda löneskatten. Det finns därmed en risk att det finns en behandling även för en delmängd av jämförelsegruppen. Det troliga är dock att detta inte påverkar analysen särskilt mycket eftersom vi främst är intresserade av personer som fram till reformen är relativt aktiva på arbetsmarknaden, och alltså till mindre del har påbörjat uttag av allmän ålderspension före 65 års ålder.

⁶ I förvärvsinkomst ingår kontant bruttolön och inkomst av aktiv näringsverksamhet under förutsättning att inkomst av aktiv näringsverksamhet är positiv, i annat fall redovisar variabeln endast kontant bruttolön.

⁷ För 2017 motsvarar ett inkomstbasbelopp 61 500 kronor.

Med våra inkluderingskriterier (födda oktober–mars och inkomster från antingen lönesysselsättning eller eget företag två år tidigare) uppgår vårt urval till totalt 302 557 individer. Av dessa tillhör 138 326 behandlingsgrupp (66) och 164 231 jämförelsegrupp (65). I förperioden (2008–2015) har vi 242 707 observationer medan 59 850 tillhör reformperioden (2016–2017). Figur 2:1 visar antal individer i vårt urval per år och åldersgrupp.⁸

Figur 2:1 Antal observationer i urvalet



⁸ Av figuren framgår att antalet individer i urvalet varierar över tid. Detta kan förklaras av att det finns en naturlig variation av grundpopulationen över tid av demografiska orsaker, men också av att olika andelar av individerna kvalificerar in i urvalet över tid på grund av vårt inkluderingskriterium (att ha förvärvsinkomst i t - 2 som uppgår till minst 0,5 inkomstbasbelopp).

3 Utfallsvariabler

Vi undersöker sysselsättning, vilket vi definierar som löneinkomst överstigande två inkomstbasbelopp, samt löneinkomst som ett kontinuerligt utfall i kronor.

Vi undersöker flera mått på egenföretagande. Vi använder dels ett binärt utfallsmått som bygger på Registerbaserad arbetsmarknadsstatistik (RAMS) som SCB tagit fram, dels ett binärt utfallsmått som bygger på att individen har inkomst från egenföretagande överstigande ett inkomstbasbelopp. Ett skäl för att använda olika mått är att vi vill undvika att egenföretagande i alltför liten omfattning får för stort genomslag.

Vi undersöker också kapitalinkomster. Anledningen är att det i vissa fall finns möjligheter för egenföretagare att låta arbetsersättning till anställda utgå på annat sätt än via direkt lön. Ägare av aktiebolag kan exempelvis ta ut ersättning som kapitalinkomst (aktieutdelning) istället för lön. På detta sätt undviks löneskatten utan att arbetsersättningen förändras. Samtidigt kan utvecklingen på kapitalmarknaden (och därmed kapitalinkomsterna) hänga intimt ihop med egenföretagande (och inkomster från egenföretagande). Det betyder att vi inte, åtminstone inte med vårt aggregerade mått på kapitalinkomster, kan vara säkra på i vilken riktning en eventuell reformeffekt skulle peka. Vi har på motsvarande sätt som för egenföretagarklassificeringen undersökt olika utfallsmått för kapitalinkomster, som bygger på kapitalinkomster överstigande vissa bestämda inkomstgränser (0,5 respektive 0,1 inkomstbasbelopp).

Både egenföretagandeinkomster och kapitalinkomster undersöker vi även som kontinuerliga utfall i kronor. Samtliga inkomster är justerade med konsumentprisindex och uttryckta i 2017 års prisnivå.

En annan sida av sysselsättning bland äldre är pensionsuttag. Vi undersöker därför också ett binärt utfall på om individen har åldersrelaterade pensioner, samt nivån i kronor på dessa pensioner.⁹

⁹ Variabeln som används summerar inkomst från allmän pension, tjänstepension och privatpension. Se SCB, *LISA Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier*, 2019.

4 Balans mellan behandlings- och jämförelsegrupp

Som framgår av kapitel 3 och bilaga 1 finns en allmän trend mot högre sysselsättning bland äldre. Förklaringar kan vara att dagens äldre troligtvis har en annan hälsa, andra typer av arbeten, annan utbildningsbakgrund och eventuellt en större preferens för att arbeta än tidigare generationer. Gruppen äldre som idag behåller en anknytning till arbetsmarknaden, och som i högre utsträckning kan förväntas påverkas av en förändrad efterfrågan, till följd av en förändrad löneskatt, kan därmed vara annorlunda selekterad än tidigare kohorter vilket gör att aktiva 66-åringar är mer lika aktiva 65-åringar nu än tidigare. Om selektionen är betydande och om den förändrats över tid, så riskerar en jämförelse mellan åldersgrupper över tid utmynna i missvisande resultat. Vi tror dock att denna problematik är av mindre betydelse. Eftersom vi gör urvalet så att åldersdifferensen mellan behandlade och jämförelser är liten förväntar vi oss att skillnaden mellan grupperna i många andra avseenden är liten.

Nedan undersöker vi balansen mellan behandlings- och jämförelsegruppen utifrån en uppsättning egenskaper enligt våra data. Vi undersöker följande bakgrundsfaktorer: kön, utbildningsnivå¹⁰, om individen hade en hög sjukskrivningshistorik överstigande 365 dagar eller hade sjukersättning under 55–59 års ålder, vilken decil i fördelningen av förvärvsinkomst som individen tillhörde vid 55–59 års ålder, om individen var sysselsatt vid 60, 61, 62 och 63 års ålder (definierat som förvärvsinkomst överstigande två inkomstbasbaslopp), om individen var egenföretagare vid 63 års ålder, samt indikatorer för bostadslän och vilken sektor (10 olika kategorier) som individen jobbade i två år tidigare.¹¹

Vi undersöker även om det finns balans vad gäller kalenderåret för när vi studerar individerna. Eftersom vi studerar ett begränsat urval av åldrar (65–66-åringar) innebär detta indirekt att vi undersöker om individer selekterar olika till urvalet utifrån födelsekohort. Vi studerar även om det finns obalans mellan grupperna utifrån interaktionen mellan kalenderår (som kontinuerlig variabel) och en rad egenskaper hos individen såsom kön (kvinna), utbildningsnivå, sjukpenning- och sjukersättningshistorik vid 55–59 års ålder, huruvida individen var sysselsatt vid 60, 61, 62, och 63 års ålder och om individen var egenföretagare vid 63 års ålder. Kalenderårstrenden och interaktionerna mellan kalenderår och en rad egenskaper hos individen är tänkta att fånga dels den allmänna trenden mot högre sysselsättning bland äldre och att olika grupper kan ha haft olika tidtrender, dels allmänna årseffekter.

Ett sätt att beskriva hur lika grupperna är varandra är att jämföra olika läges- och spridningsmått mellan åldersgrupperna för vår uppsättning kontrollvariabler. Tabell 2:14 visar beskrivande statistik (medelvärden och standardavvikelse). I tabellen visas även den absoluta standardiserade skillnaden, som är ett vanligt mått på balansen

¹⁰ Högutbildade är de med eftergymnasial utbildning två år eller längre. Mellanutbildade är de med minst gymnasieutbildning och högst eftergymnasial utbildning kortare än två år.

¹¹ Se SCB, *LISA Longitudinell integrationsdatabas för sjukförsäkrings- och arbetsmarknadsstudier*, 2019.

mellan två grupper.¹² Av tabellen framgår att balansen i bakgrundsfaktorerna förfaller tillfredställande såtillvida att de observerbara skillnaderna (mätt som den absoluta standardiserade skillnaden) i bakgrundsfaktorer mellan behandlade och jämförelser är relativt liten. Den största skillnaden finns för andel högutbildade och uppgår till 4 procent av en standardavvikelse, vilket är en relativt liten skillnad.¹³

Vi har även skattat en logit-modell på egenskapen att tillhöra behandlingsgruppen (66 år) i vårt urval. Denna visar om selektionen att vara aktiv på arbetsmarknaden förfaller vara annorlunda för 66-åringar (behandlande) än för 65-åringar (jämförelsegruppen) utifrån observerbara karaktäristika. Skattningen från logitmodellen visas i tabell 2:15. Resultaten visar att ganska få av våra kontrollvariabler är signifikant skilda från noll. Selektionen på observerbara karaktäristika (utifrån de kovariater vi valt) förefaller därmed inte vara så betydelsefull.

De skattningar som är signifikanta förfaller dock intuitivt rimliga. Exempelvis kan vi notera att den som hade förhållandevis mycket sjukskrivningshistorik (eller sjukersättning) som 55–59-åring har en lägre sannolikhet (negativ koefficient) att selektera till samplet som 66-åring än som 65-åring. Det gäller även den som hade en förvärvsinkomst som 55–59-åring från den lägre delen av fördelningen. Vi kan även utläsa att de som hade en förvärvsinkomst över två inkomstbasbelopp som 60-åring (p-värde 0,054) eller som arbetade i sektorn övriga företag, ej offentligt ägda två år tidigare¹⁴ har en högre sannolikhet att selektera till samplet som 66-åring än som 65-åring. Det verkar inte som att kön eller utbildning hänger ihop med selektionen till 66 års ålder i jämförelse med 65 års ålder.

Logit-skattningen visar även att kalenderårskontrollerna (referensår 2017) inte är signifikanta. Givet alla andra kontroller verkar det alltså inte finnas någon generell tidstrend att bli selekterad till samplet (och alltså vara aktiv på arbetsmarknaden enligt vårt inkluderingskriterium) som 66-åring jämfört med som 65-åring. Man kan däremot utläsa att tidigare sjukskrivning som 55–59-åring förefaller ha en mindre (negativ) betydelse över tid för att man räknas som aktiv på arbetsmarknaden som 66-åring, jämfört med som 65-åring (se interaktionstermer med kalenderår). Det kan tyda på variationer i sjukförsäkringsanvändande över tid eller att tidigare sjukskrivning fått en mindre betydelse för sannolikheten för sysselsättning för äldre. Man kan även utläsa att korrelationen mellan att ha haft en förvärvsinkomst över två inkomstbasbelopp som 60-åring och att räknas som aktiv på arbetsmarknaden som 66-åring, jämfört med som 65-åring, förefaller ha minskat över tid (p-värde 0,053).

¹² Absolutbeloppet av den standardiserade skillnaden är beräknad som $|m_1 - m_2|/s$, där m_1 är medelvärde för 66-åringar, m_2 motsvarande för 65-åringar och s är den sammanviktade standardavvikelsen. Måttet uttrycks i enheten standardavvikelse. Se Imbens och Wooldridge, *Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation*, 2009.

¹³ Det finns inga tydliga riktlinjer i litteraturen kring hur man ska värdera nivån på den standardiserade skillnaden. Rosenbaum och Rubin, *Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score*, 1985, anger att en nivå som överstiger 0,2 standardavvikelse kan betecknas som stor och tyder på en obalans.

¹⁴ Detta inkluderar privata företag som inte är aktiebolag och bör främst inkludera relativt små företag (egenföretagare). Referenskategorierna är övriga organisationer.

Det förefaller alltså som att grupperna är väldigt väl balanserade vad gäller dessa observerade kovariater men att vissa faktorer skiljer grupperna åt. Notera att det givetvis kan finnas skillnader kvar mellan grupperna i avseenden som vi inte förmår att ta hänsyn till genom observerbara karaktäristika. Difference-in-difference-metoden tar hänsyn till selektion på icke-observerbara karaktäristika som är tidsinvarianta, betingat på kovariater. I vår föredragna modellspecifikation nedan kommer vi att inkludera kontroller för observerbara faktorer som potentiellt påverkar både behandling och utfall.¹⁵

¹⁵ Vi har även gjort motsvarande analyser där vi utöver de angivna kontrollvariablerna även inkluderat dummies för vilken bransch individen arbetade i två år innan undersökningsåret (år t-2) utifrån en grov branschklassificering (15 kategorier). Dessa skattningar skiljer sig inte nämnvärt från dem som presenteras i texten. Eftersom denna branschklassificering bygger på SNI 2007 innebär laggningsmetoden med två år att vi saknar uppgift för år 2008. Eftersom resultaten ändå inte påverkas i så stor utsträckning har vi valt att fokusera på en analys utan kontroll för bransch för att få en så lång tidsserie som möjligt.

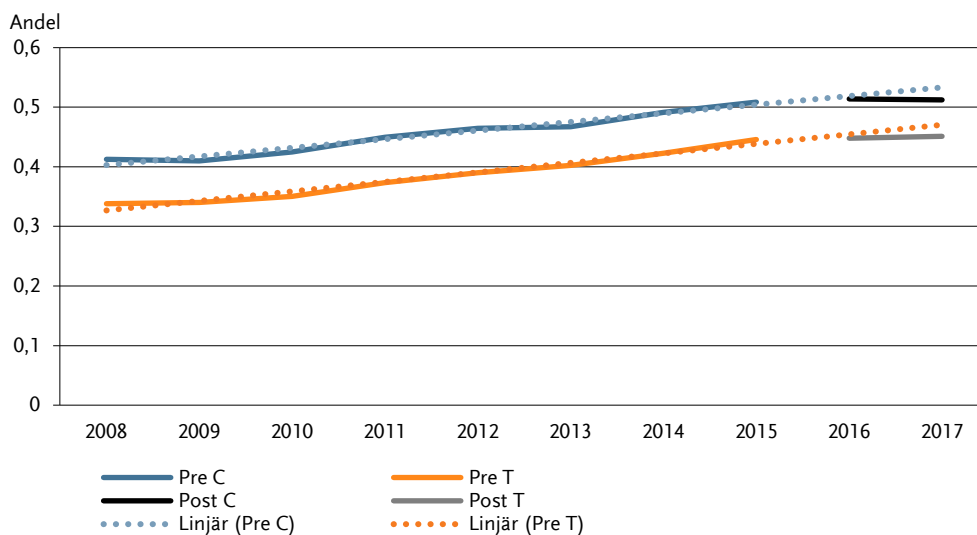
5 Är antagandet om parallella trender uppfyllt?

Det centrala antagandet för difference-in-difference-skattningen är att tidstrenderna avseende centrala utfall för behandlingsgrupp och jämförelsegrupp är parallella i frånvaro av reformen. Detta är inte testbart, eftersom vi inte har utfallet för behandlade i frånvaro av reform i efterperioden. Det går däremot att undersöka om trenderna förefaller parallella i perioden före reformen, det vill säga före 2016. Det ger en fingervisning om hur trovärdigt det bakomliggande antagandet för difference-in-difference-metoden är. Utifrån resultaten nedan bedömer vi att den undersökningsmetod vi har valt förefaller trovärdig.

5.1 Utfall löneinkomster och sysselsättning

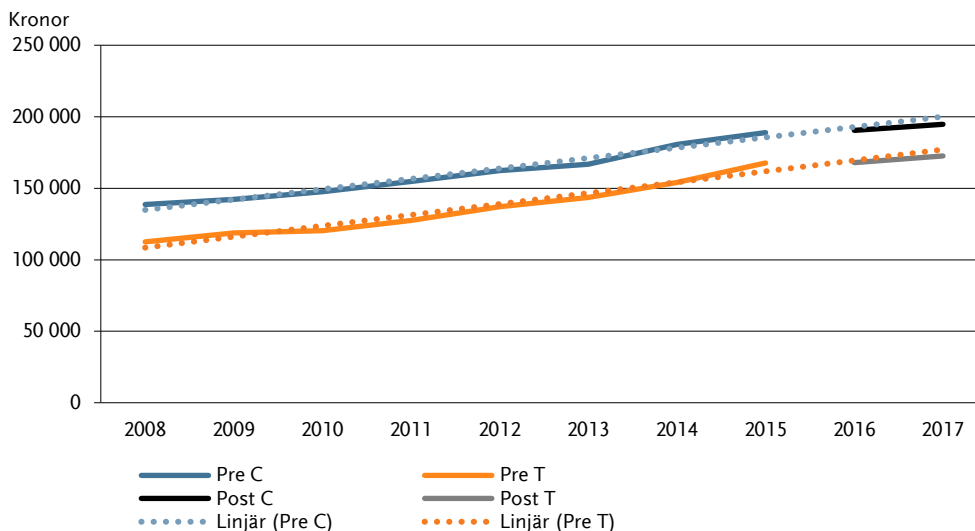
Figur 2:2 visar andelen sysselsatta (har löneinkomst överstigande två inkomstbasbelopp) för vårt urval under 2008–2017.¹⁶ Figur 2:3 visar motsvarande för nivån på löneinkomsten (kronor). T betecknar gruppen som fyller 65 år oktober–december året innan (behandlade) medan C betecknar gruppen som fyller 65 år januari–mars innevarande år (jämförelsegrupp). Av diagrammen framgår att det finns en trendmässig ökning över tid i andelen som betecknas som sysselsatt. Trenderna förefaller vara i stort sett parallella under förperioden för dessa utfall. Det finns en nivåskillnad men den verkar vara i stort sett lika stor under hela förperioden.

Figur 2:2 Andel sysselsatta (löneinkomster över två inkomstbasbelopp) för behandlade (T) och jämförelser (C). Linjär trend skattad i förperioden



¹⁶ Underlag för samtliga utfall finns i tabell 2:17.

Figur 2:3 Löneinkomster (kronor) för behandlade (T) och jämförelser (C).
Linjär trend skattad i förperioden



Tabell 2:2 visar statistiska test av antagandet om parallella trender i förperioden i form av regressionsskattningar. När vi inte inkluderat uppsättningen kontroller för observerbara faktorer som potentiellt påverkar både behandling och utfall (samma kontroller som ovan) visar skattningarna att det inte finns några statistiskt signifikanta skillnader i pre-trenderna. Det vill säga, vi kan inte förkasta att interaktionstermen mellan behandling och årstrend är lika med noll (se $\text{Ålder} = 66 * \text{År}$). När vi inkluderat kontroller i modellen finner vi att trenderna är marginellt olika. Man kan dock göra bedömningen att detta inte är så alarmerande. Dels är skillnaden i lutning endast signifikant på 5-procentsnivån. Dels visar skattningen att skillnaden i trender är liten i ekonomiska termer och knappt synbar i figur 2:2.¹⁷ Dessutom är en rimlig tolkning av detta att en reformskattning troligtvis innebär en liten underskattning av den verkliga reformeffekten, givet att vi skulle förvänta oss en negativ effekt av reformen av teoretiska skäl. Beroende på hur strikt man vill vara i tolkningen kan man alltså godta vissa tolkningar av reformestimaten, även om testet i strikt statistisk mening visar att lutningen på förtrenderna skiljer sig åt något mellan 66- och 65-åringar.

¹⁷ Ett räkneexempel kan beskriva den ekonomiska signifikansen av denna trendskillnad. Skattningen visar att sysselsättning ökar med i genomsnitt 2,0 procentenheter per år för behandlingsgruppen (66-åringar) medan den ökar med i genomsnitt 1,8 procentenheter per år för jämförelsegruppen (65-åringar). Över en åttaårsperiod mellan 2008 och 2015 innebär det att behandlingsgruppen ökat med i genomsnitt 1,5-procentenheter mer än jämförelsegruppen, vilket i sammanhanget kan bedömas som relativt lite (det motsvarar 3,9 procent av behandlingsgruppens genomsnittliga sysselsättning under förperioden på 38,5 procent). Motsvarande trendskillnad mellan grupperna i förperioden för löneinkomsterna (som kontinuerligt utfall) innebär att behandlingsgruppen ökat med i genomsnitt 5 780 kronor mer än jämförelsegruppen över samma åttaårsperiod (det motsvarar 4,3 procent av behandlingsgruppens genomsnittliga löneinkomst under förperioden på 136 000 kronor).

Tabell 2:2 Test av parallella pre-trender, sysselsättning och löneinkomst, koefficienter och t-kvoter, 2008–2015

	Löneinkomster >2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)	Löneinkomster >2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)
Ålder = 66 * År	0,00139	376,3	0,00186	722,7
	1,58	1	2,24*	2,16*
År	0,0147	7 327	0,0178	6 834
	24,36***	28,51***	4,22***	4,07***
Kontroller	Nej	Nej	Ja	Ja
N	242 707	242 707	242 707	242 707

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb (inkomstbasbelopp) i förvärsinkomst år $t - 2$ före studieåret. Avser åren 2008–2015. Minsta-kvadratmetod (OLS). Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel:

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

5.2 Utfall egenföretagande och kapitalinkomster

Tabell 2:3 visar formella test av antagandet om parallella trender i förperioden för olika utfall på egenföretagande. När det gäller utfallen på egenföretagande visar resultaten att det inte går att förkasta att pre-trenderna är parallella i förperioden, samt att det inte finns några tydliga tecken på att det spelar någon roll om vi inkluderar kontroller i regressionen.

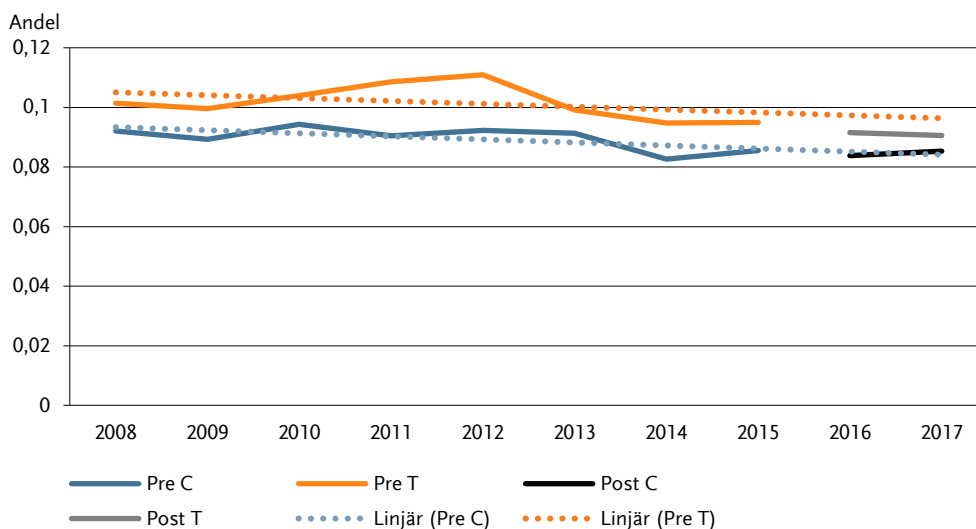
Tabell 2:3 Test av parallella pre-trender, egenföretagande, koefficienter och t-kvoter, 2008–2015

	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Näringsinkomster (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Näringsinkomster (kronor)
Ålder = 66 * År	-8,8E-06	-36,6	-0,0005	-89,2
	0,02	0,31	1,38	0,9
År	-0,00105	162,1	0,0045	-1 285
	3,03**	2,32**	2,10*	2,22*
Kontroller	Nej	Nej	Ja	Ja
N	242 707	242 707	242 707	242 707

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärsinkomst år $t - 2$ före studieåret. Avser åren 2008–2015. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln StatusF, se LISA-dokumentationen. Minsta-kvadratmetod (OLS). Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

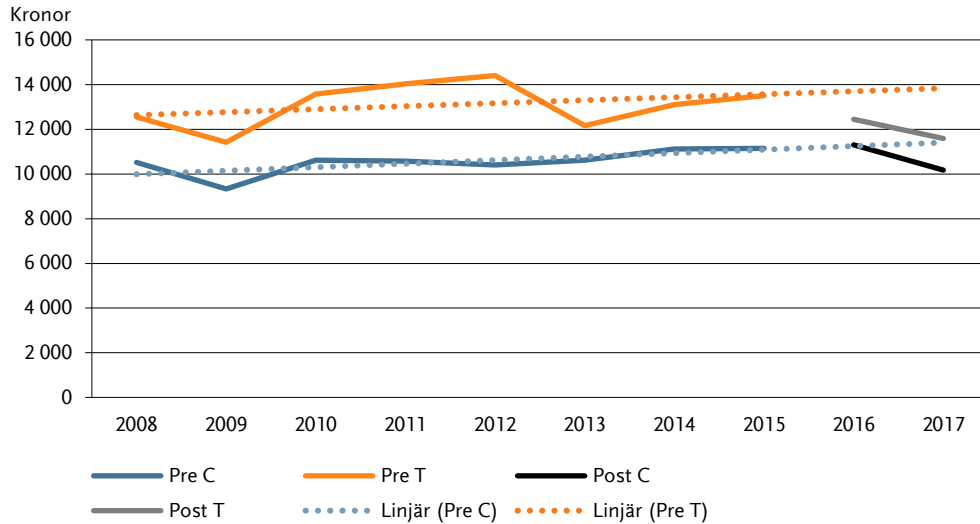
En grafisk illustration av utvecklingen av andelen som betecknas som egenföretagare utifrån RAMS visas i figur 2:4. Den visar att det finns en viss skillnad mellan grupperna under vissa år som inte verkar helt slumpmässig. Till exempel kan vi notera att det finns ett något större gap mellan grupperna under 2011 och 2012. Övriga år under förperioden följer dock grupperna i stort sett samma utveckling. Det har inte utretts närmare vad anledningen skulle vara till att egenföretagande skulle skilja sig mellan grupperna under just 2011–2012. Men en orsak kan vara att de förändrade reglerna för egenföretagande som infördes 2009–2010 fick effekt 2011–2012. Det finns inget i dessa regelförändringar som riktas mot dem som var 65 år vid årets ingång men förändringarna kan ha underlättat för äldre att kombinera olika inkomstkällor efter 65-årsdagen och på så sätt haft en större effekt för vår behandlingsgrupp. Men eftersom skillnaderna mellan grupperna minskar igen 2013–2015 förfaller det som att det kan finnas ytterligare förklaringar. Sammantaget tycks det alltså som att det är viktigt att ha en relativt lång förperiod för att minska risken att reformskattningarna blir missvisande. Samtidigt visar detta att det finns vissa skäl att vara lite försiktig när det gäller tolkningen av reformeffekterna för utfallen för egenföretagande.

Figur 2:4 Egenföretagare (ja/nej) RAMS-definition för behandlade (T) och jämförelser (C). Linjär trend skattad i förperioden



För andra utfall, såsom nivån på näringsinkomsterna (se figur 2:5), ser vi i stort sett samma mönster som för det binära utfallet att vara egenföretagare. Under de flesta år förefaller förtrenderna för 66-åringar och 65-åringar vara mycket lika, medan grupperna avviker något från varandra 2011–2012 för att därefter dras ihop igen. Av tabell 2:3 framgår att det inte finns några skillnader i pre-trenderna när vi mäter den linjära utvecklingen.

Figur 2:5 Näringsinkomster (i kronor) för behandlade (T) och jämförelser (C).
Linjär trend skattad i förperioden



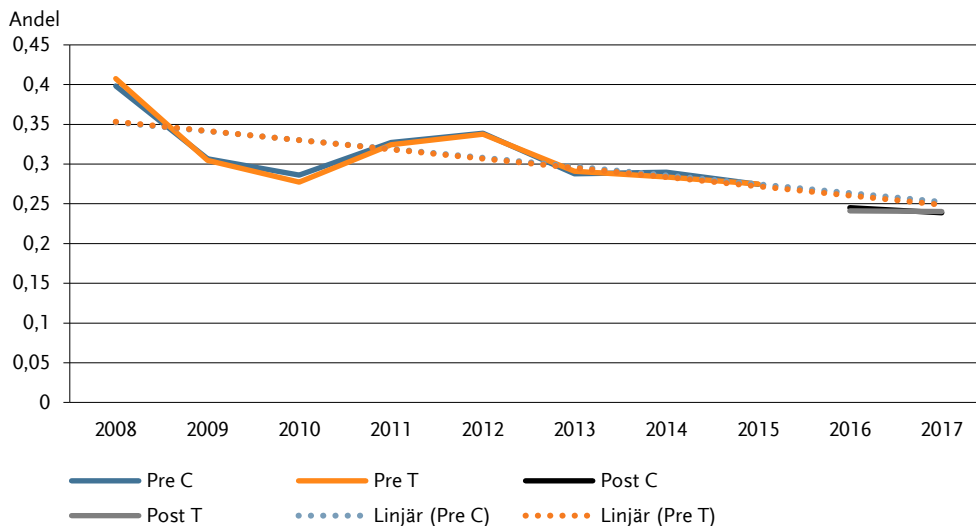
Tabell 2:4 visar motsvarande test för kapitalinkomster. När det gäller dessa utfallsmått kan vi inte i något fall förkasta att pre-trenderna är parallella före reformen. Figur 2:6 visar trenderna avseende utfallet att ha kapitalinkomster överstigande 0,1 inkomstbasbelopp. Som går att utläsa finns det relativt stor tidsvariation i kapitalinkomster men nästan inga skillnader mellan grupperna.

Tabell 2:4 Test av parallella pre-trender, kapitalinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2015

	Kapitalinkomster (kronor)	Kapitalinkomster >0,1 ibb (Ja/Nej)	Kapitalinkomster >0,5 ibb (Ja/Nej)
Ålder = 66 * År	2 041	-0,00013	-0,00086
	1,25	0,16	1,32
År	10 520	-0,0149	0,00953
	1,8	3,53***	2,82**
Kontroller	Ja	Ja	Ja
N	242 707	242 707	242 707

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärsinkomst år $t - 2$ före studieåret. Avser åren 2008–2015. Minsta-kvadratmetod (OLS). Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

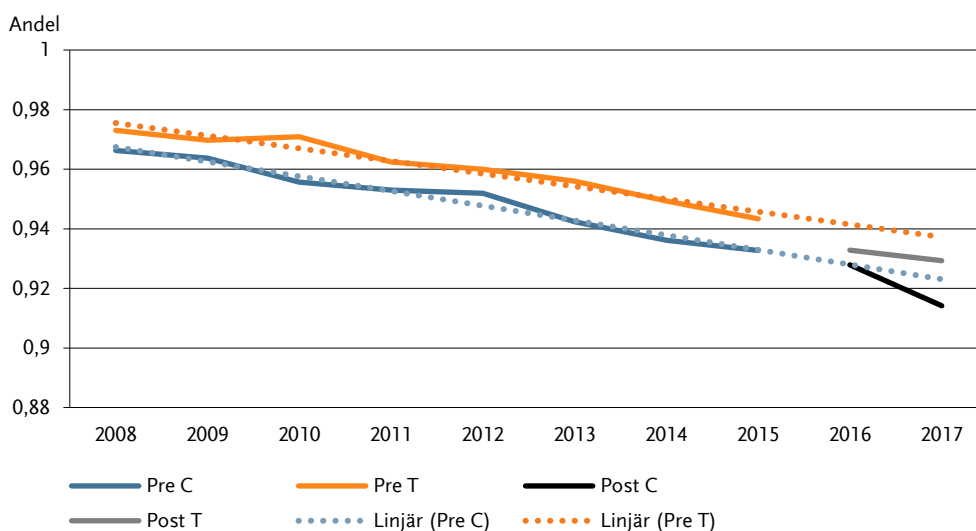
Figur 2:6 Andelen som har kapitalinkomster överstigande 0,1 inkomstbasbelopp (ja/nej) för behandlade (T) och jämförelser (C). Linjär trend skattad i förperioden



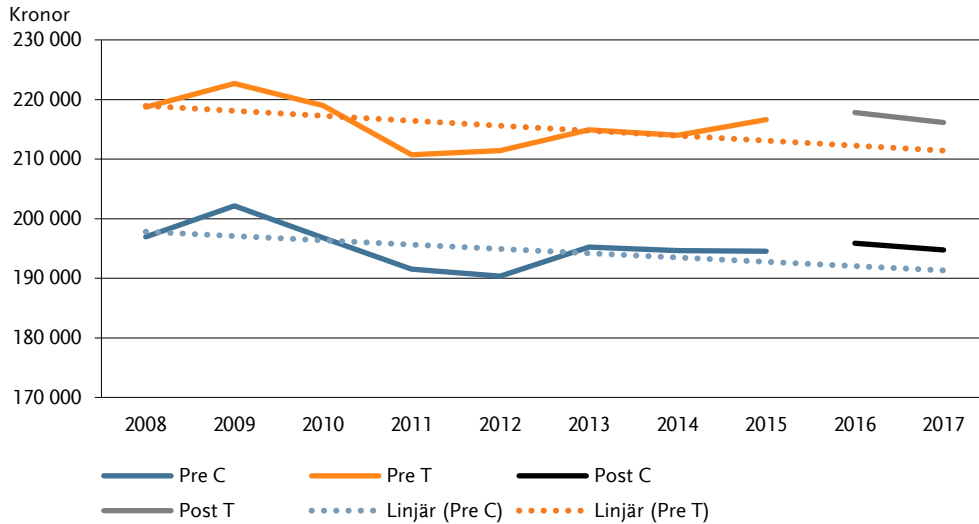
5.3 Utfall pensionsinkomster

Figur 2:7 visar trenderna för det binära utfallet att ha pensionsinkomster. Vi kan notera att det finns en trendmässig minskning i andelen som har pensionsinkomster. Av figuren framstår gruppernas trender som väldigt lika. Detsamma kan sägas om nivån på pensionsinkomsterna (i kronor), se figur 2:8. Tabell 2:5 visar statistiska test av antagandet om parallella trender i förperioden för dessa utfall. Resultaten visar att det inte går att förkasta att pre-trenderna är parallella i förperioden.

Figur 2:7 Andelen som har pensionsinkomster för behandlade (T) och jämförelser (C). Linjär trend skattad i förperioden



Figur 2:8 Pensionsinkomster (kronor) för behandlade (T) och jämförelser (C).
Linjär trend skattad i förperioden



Tabell 2:5 Test av parallella pre-trender, pensionsinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2015

	Pensionsinkomster >0 (Ja/Nej)	Pensionsinkomster (kronor)
Ålder = 66 * År	0,000492	-98,9
	1,33	0,38
År	-0,000631	2 308
	0,32	1,81
Kontroller	Ja	Ja
N	242 707	242 707

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober-december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2015. Minsta-kvadratmetod (OLS). Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

6 Reformeffekter

Av figurerna över sysselsättning och löneinkomster (figur 2:2 och figur 2:3) framgick att det inte verkar finnas några betydande reformeffekter av den särskilda löneskatten som infördes 2016. I tabell 2:6 visas statistiska difference-in-difference-skattningar av effekten på sysselsättning och löneinkomster. Reformestimatens motsvaras av interaktionstermerna mellan ålder och reformår ($\text{Ålder} = 66 * \text{År} \geq 2016$). För att man ska få en uppfattning på de skattade reformeffekterna redovisas även genomsnitt under förperioden för 66-åringar och estimat/genomsnitt. Estimatet visar att varken sysselsättning eller löneinkomster påverkades signifikant av reformen, samt att skattningarna inte påverkas av om vi inkluderar kontroller eller ej.

Att döma av figur 2:4 och figur 2:5 finns vissa tecken på att reformen däremot kan ha haft negativa effekter på egenföretagare. Reformeffektskattningarna för egenföretagande, som återges i tabell 2:6, visar att effekterna av reformen var negativa. Resultaten visar att effekterna blir något större och säkerställda med högre statistisk precision (lägre p-värde) när vi inkluderar kontroller i regressionen. Den ekonomiska relevansen (effektstorleken) beror på vilket av våra utfallsmått vi studerar. I tabellen redovisas återigen genomsnitt under förperioden för 66-åringar och estimat/genomsnitt. Egenföretagande mätt enligt RAMS-definitionen minskade med 0,6 procentenheter eller 6 procent till följd av reformen. Effekten på näringsinkomster tyder på en minskning med 1 500 kronor eller 11 procent (se tabell 2:7).

Det finns enligt våra skattningar inga reformeffekter på kapitalinkomsterna, se tabell 2:8, utom för utfallet att ha kapitalinkomster över 0,5 inkomstbasbelopp. Effekten är dock bara signifikant på 5-procentsnivån. Det finns inte heller några reformeffekter på pensionsinkomster eller andelen som har pensionsinkomster, se tabell 2:9.

Tabell 2:6 Reformeffekter (difference-in-difference-estimat) för sysselsättning och löneinkomst, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

	Löneinkomster >2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)	Löneinkomster >2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)
Ålder = 66 * År	0,0068	2 599	0,00622	1 965
	1,49	1,29	1,45	1,09
Ålder = 66	-0,0229	-9 192	-0,0236	-8 965
	7,08***	6,68***	7,72***	7,31***
År > = 2016	0,102	56 540	0,0867	23 530
	21,90***	28,11***	6,72***	6,11***
Kontroller	Nej	Nej	Ja	Ja
N	302 557	302 557	302 557	302 557
Genomsnitt förperiod 66-åringar	0,385	136 004,8	0,385	136 004,8
Estimat/genomsnitt	1,77 %	1,91 %	1,62 %	1,44 %

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. Innehåller dummyvariabel för födelsemånad och dummyvariabler för kalenderår. Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabell 2:7 Reformeffekter (difference-in-difference-estimat) för egenföretagande, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definitionen	Näringsinkomster (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definitionen	Näringsinkomster (kronor)
Ålder = 66 * År	-0,00543	-1 276	-0,00615	-1 469
	2,08*	2,27*	3,44***	3,21**
Ålder = 66	0,008	2 029	0,0102	2 329
	4,18***	5,05***	7,68***	7,12***
År > =2016	-0,00603	-42	0,0199	-9 031
	2,22*	0,08	2,03*	3,43***
Kontroller	Nej	Nej	Ja	Ja
N	302 557	302 557	302 557	302 557
Genomsnitt förperiod 66-åringar	0,102	13 123,3	0,102	13 123,3
Estimat/genomsnitt	-5,34 %	-9,72 %	-6,05 %	-11,19 %

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvävsinkomst år $t - 2$ före studieåret. Avser åren 2008–2017. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln *StatusF*, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabel för födelsemånad och dummyvariabler för kalenderår. Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,1$, *** $p < 0,001$.

Tabell 2:8 Reformeffekter (difference-in-difference-estimat) för kapitalinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

	Kapitalinkomster (kronor)	Kapitalinkomster >0,1 ibb (Ja/Nej)	Kapitalinkomster >0,5 ibb (Ja/Nej)
Ålder = 66 * År	-4 802	-0,00056	0,00624
	<i>0,77</i>	<i>0,14</i>	<i>2,02*</i>
Ålder = 66	1 217	3,52E-05	-0,00234
	<i>0,41</i>	<i>0,01</i>	<i>1,02</i>
År > = 2016	6 436	-0,172	-0,0532
	<i>0,37</i>	<i>11,20***</i>	<i>4,27***</i>
Kontroller	Ja	Ja	Ja
N	302 557	302 557	302 557
Genomsnitt förperiod 66-åringar	44 008	0,313	0,155
Estimat/genomsnitt	-10,91 %	-0,18 %	4,02 %

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. Innehåller dummyvariabel för födelsemånad och dummyvariabler för kalenderår. Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabell 2:9 Reformeffekter (difference-in-difference-estimat) för pensionsinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

	Pensionsinkomster >0 (Ja/Nej)	Pensionsinkomster (kronor)
Ålder = 66 * År	-0,000335	531,5
	<i>0,15</i>	<i>0,39</i>
Ålder = 66	0,00657	7 044
	<i>4,68***</i>	<i>7,69***</i>
År > = 2016	-0,0137	382
	<i>2,71**</i>	<i>0,1</i>
Kontroller	Ja	Ja
N	302 557	302 557
Genomsnitt förperiod 66-åringar	0,961	216 007,1
Estimat/genomsnitt	-0,03 %	0,25 %

Anm.: Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. Innehåller dummyvariabel för födelsemånad och dummyvariabler för kalenderår. Kontroller samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

6.1 Reformeffekter för olika grupper

Går det att se om det är någon speciell grupp som driver den negativa effekten på egenföretagande? I tabell 2:10 visas effektskattningar för några delgrupper: kvinnor, män, högutbildade, mellanutbildade och lågutbildade.

Skattningarna av dessa så kallade heterogena effekter indikerar att kvinnor i minskad utsträckning driver eget företag till följd av reformen. Detta när vi mäter enligt RAMS-definitionen. När vi däremot mäter egenföretagande utifrån nivån på näringsinkomster (i kronor) visar skattningarna att män, men inte kvinnor, har en signifikant lägre näringsinkomst till följd av reformen (denna är dock bara signifikant på 5-procentsnivån).

Avseende utbildningsnivå är det bara bland mellanutbildade (de med minst gymnasieutbildning och högst eftergymnasial utbildning kortare än två år) som vi kan utläsa en signifikant reformeffekt på egenföretagande. För samtliga grupper ser vi dock negativa punkttestimat. När det gäller nivån på näringsinkomster (i kronor) visar skattningarna på signifikanta reformestimat av ungefär samma storlek i samtliga grupper men bara statistiskt signifikant bland mellanutbildade.

Motsvarande heterogenitetsanalys för sysselsättning och löneinkomster (se tabell 2:10) visar att högutbildades sysselsättning ökade i samband med reformen.¹⁸ I övriga grupper går det inte att hitta några signifikanta effekter.

¹⁸ Tabell 2:16 visar test av parallella pre-trender för delgrupperna.

Tabell 2:10 Reformeffekter beroende på kön och utbildningsnivå på sysselsättning, löneinkomster, egenföretagande och näringsinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

	Löneinkomster >2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Närings- inkomster (kronor)	Antal obs.
Kvinnor	0,0068	3 156	-0,00676	-859,2	145 547
	1,11	1,52	3,10**	1,92	
Män	0,00636	891,2	-0,00524	-2 005	157 010
	1,07	0,31	1,87	2,56*	
Högutbildad	0,0199	4 896	-0,00488	-1 862	93 371
	2,63**	1,19	1,55	1,89	
Mellanutbildad	0,0013	1 358	-0,00671	-1 272	139 498
	0,21	0,62	2,64**	2,29*	
Lågutbildad	-0,00274	-1 368	-0,00718	-1 635	69 411
	0,28	0,46	1,7	1,65	

Anm.: Varje cell i tabellen representerar separata regressioner för separata delgrupper. Skattningen avser Ålder = 66 * År > = 2016 i en DD-modell med Ålder = 66 och År > = 2016 som kontroller. Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln StatusF, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabler för födelsemånad och för kalenderår. Innehåller kontroller, samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbeloppet av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Som nämndes ovan är det relevant att studera egenföretagare separat bland dem som tidigare, innan 65 års ålder, bedrev aktiv näringsverksamhet. Om man istället startar en egen firma i samband med ordinarie pensionsålder har man troligtvis andra drivkrafter på så sätt att man betraktar det egna företagandet som i huvudsak ett (mindre) komplement till annan inkomst (löneinkomst eller ålderspension) och en "extra krydda" i tillvaron. En hypotes är att de som i större utsträckning ser det egna företaget som ett komplement till sin huvudsakliga inkomstkälla är mer påverkade av förändringen i löneskatt än andra företagare. Det vill säga, troligtvis väljer inte de som har det egna företaget som huvudsaklig inkomstkälla att upphöra med företaget på grund av löneskatten, däremot kan deras inkomster påverkas.

I analysen nedan undersöks detta ur två aspekter. För det första studerar vi om de som var egenföretagare vid 63 års ålder påverkades annorlunda än dem som inte var det. Resultaten i tabell 2:11 visar att gruppen som var egenföretagare vid 63 års ålder inte påverkades av reformen vad gäller andelen som fortsatte som egenföretagare. Däremot verkar storleken på deras näringsinkomster minskat något på grund av reformen (signifikant på 5-procentsnivån). Tabell 2:11 visar att den negativa effekten på att vara egenföretagare drivs av dem som startade eget sent i livet, efter 63 års ålder. Vi ser också att näringsinkomsterna bland dessa sjunker något till följd av reformen (på 5 procent signifikansnivå). För det andra undersöks om de som var så kallade kombinatorer två år tidigare påverkades annorlunda än andra. Av samma tabell

framgår att såväl andelen egenföretagare som näringsinkomsterna minskade i denna grupp på grund av reformen. Vi ser inte motsvarande effekt i gruppen som inte var kombinatörer. Den negativa effekten på att vara egenföretagare förefaller alltså drivas av dem som var kombinatörer och av dem som startade eget företag i samband med 65 års ålder.¹⁹

För inga av dessa delgrupper kan vi urskilja några effekter på löneanställning eller löneinkomster.

Tabell 2:11 Reformeffekter beroende på om man tidigare var företagare eller kombinatör på sysselsättning, löneinkomster, egenföretagande och näringsinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

	Löneinkomster >2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Närings- inkomster (kronor)	Antal obs.
Var egenföretagare vid 63 års ålder	-0,0028	-105,2	-0,00302	-12 620	21 373
	0,37	0,05	0,25	2,25*	
Var inte egenföretagare vid 63 års ålder	0,00703	2 115	-0,00624	-470,9	281 184
	1,54	1,11	3,68***	2,03*	
Var kombinatör två år tidigare	0,00957	7 193	-0,0344	-3 734	39 447
	0,82	1,27	3,46***	2,10*	
Var inte kombinatör två år tidigare	0,00563	1 151	-0,00179	-1 117	263 110
	1,22	0,61	1,44	2,48*	

Anm.: Varje cell i tabellen representerar separata regressioner för separata delgrupper. Skattningen avser Ålder = 66 * År > = 2016 i en DD-modell med Ålder = 66 och År > = 2016 som kontroller. Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. RAMS-definition av aktiv egenföretagare, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabler för födelsemånad och för kalenderår. Innehåller kontroller, samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbeloppet av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

I en sista heterogenitetsanalys undersöker vi om pensionsuttaget ökade i samband med att löneskatten infördes. Den aggregerade analysen visade att pensionsuttaget varken ökade eller minskade i samband med att löneskatten infördes (se tabell 2:9). Vi kunde vidare se (samma tabell) att 96 procent av individerna i behandlingsgruppen hade pensionsuttag vid 66 års ålder. De flesta i vårt urval påbörjade dock sitt uttag ganska nära inpå sin 65-årsdag. Data visar att det är cirka 9 procent som har fullt uttag av

¹⁹ Återigen visas test av parallella pre-trender för delgrupperna i tabell 2:16.

ålderspension vid 63 års ålder.²⁰ Frågan är om vi kan se om de som inte påbörjat pensionsuttag innan 65 års ålder påverkades annorlunda än andra, det vill säga om det går att se ett ökat inflöde till pension i samband med reformen.

I tabell 2:12 gör vi en uppdelning av reformeffekten mellan dem som inte hade fullt uttag av ålderspension vid 63 års ålder och dem som hade det. Resultaten visar att det finns visst stöd för ett ökat inflöde till pension i samband med reformen genom att pensionsinkomsterna ökade (dock bara signifikant på 5-procentsnivå) bland dem som tidigare inte hade påbörjat sitt pensionsuttag.²¹ Bland dem som redan påbörjat uttag ser vi inga signifikanta effekter utan tvärtom punkttestimat i den andra riktningen.

När det gäller näringsinkomster och att vara egenföretagare visar resultaten på liknade punkttestimat för båda grupperna men bara signifikant negativa reformestimat bland dem som inte påbörjat uttag vid 63 års ålder. En förklaring till den dåliga precisionen för dem som redan hade påbörjat pensionsuttag kan vara att det är en relativt liten grupp med våra urvalsrestriktioner.

Tabell 2:12 Reformeffekter beroende på tidigare uttag av pension på sysselsättning, löneinkomster, egenföretagande och näringsinkomster, koefficienter och t-kvoter, 2008–2017

Fullt uttag av ålderspension vid 63 års ålder?	Nej		Ja	
	Koeff.	t-kvot	Koeff.	t-kvot
Löneinkomst > 2 ibb (Ja/Nej)	0,00264	0,58	-0,0135	1,06
Löneinkomst (kronor)	-187,2	0,1	-1 465	0,33
Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	-0,00527	2,89**	-0,00561	0,82
Näringsinkomster (kronor)	-1 631	3,80***	-1 341	0,61
Pensionsinkomster > 0 (Ja/Nej)	0,00287	1,13	-0,00086	0,53
Pensionsinkomster (kronor)	3 385	2,35*	-3 131	0,76
Obs.	274 561		27 996	

Anm.: Varje cell i tabellen representerar separata regressioner för separata delgrupper. Skattningen avser Ålder = 66 * År > = 2016 i en DD-modell med Ålder = 66 och År > = 2016 som kontroller. Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln StatusF, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabler för födelsemånad och för kalenderår. Innehåller kontroller, samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbeloppet av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001.

²⁰ Detta är relativt få jämfört med alla 63-åringar, vilket har att göra med att vi valt ut individer som är relativt aktiva på arbetsmarknaden.

²¹ Resultaten kan spegla det faktum att en senarelagd pension vanligtvis innebär en högre pensionsnivå. Eftersom vi kontrollerar för tidigare inkomst och det i vårt fall rör sig om förhållandevis små skillnader i uttagsålder (1–2 år) borde dock en sådan tolkning vara mindre sannolik.

7 Känslighetsanalys

För att de skattade reformeffekterna ovan ska kunna tolkas kausalt ska de endast vara resultatet av själva reformen, den införda löneskatten. De får alltså inte uppkomma till följd av kohorteffekter, så kallade förväntanseffekter, eller av andra samtida reformer som genomförts under förperioden. Vi undersöker i detta avsnitt om så är fallet med hjälp av ett antal analyser.

7.1 Systematiska kohortskillnader

Vår analys bygger på antagandet att våra behandlade kohorter inte är speciella på något sätt eller avviker från andra kohorter. Det kan finnas reformer eller annat som hänt över tid som gör att kohorter skiljer sig åt. Det är därför viktigt att undersöka hur utträdet från arbetsmarknaden ser ut för olika kohorter. I vår huvudanalys har vi två kohorter som behandlades av reformen under 2016 och 2017 det år de fyllde 66 år, dels födda 1950 oktober–december som behandlades 2016, dels födda 1951 oktober–december som behandlades 2017 (se tabell 2:1).

För att vår analys ska vara trovärdig bör utvecklingen före 65 års ålder för dessa två kohorter inte avvika mot utvecklingen före 65 års ålder för äldre kohorter. Med det menas att utvecklingen innan 65 års ålder för våra behandlade kohorter ska vara parallell mot utvecklingen för till exempel födda 1948 och 1949 oktober–december.²² Om utvecklingen är systematiskt olika behöver det dock inte vara ett problem, så länge som det finns samma systematik för födda 1951 och 1952 januari–mars, som utgör våra jämförelsekohorter till födda 1950 och 1951 oktober–december i huvudanalysen. En eventuell skillnad skulle i så fall tas om hand genom vår undersökningsdesign.

I figur 2:9 visas utvecklingen i våra huvudsakliga utfall före 65 års ålder för våra två behandlade kohorter (födda 1950 och 1951 oktober–december) och två äldre kohorter (födda 1948 och 1949 oktober–december). I figur 2:10 visas motsvarande utveckling för våra obehandlade kohorter (födda 1951 och 1952 januari–mars) och två äldre kohorter (födda 1949 och 1950 januari–mars).²³

Av figur 2:9 framgår inga tydliga systematiska skillnader mellan våra behandlingskohorter och de kohorter som är något äldre, utom till viss del avseende löneinkomsterna. Det går att utläsa att födda 1950 oktober–december har en något lägre ökningstakt i löneinkomsterna under 61–63 års ålder än till exempel födda 1948 oktober–december. Vi kan dock utläsa att ungefär samma mönster framkommer i figur 2:10 för de kohorter som är jämförelsekohorter i huvudanalysen. Av detta drar vi

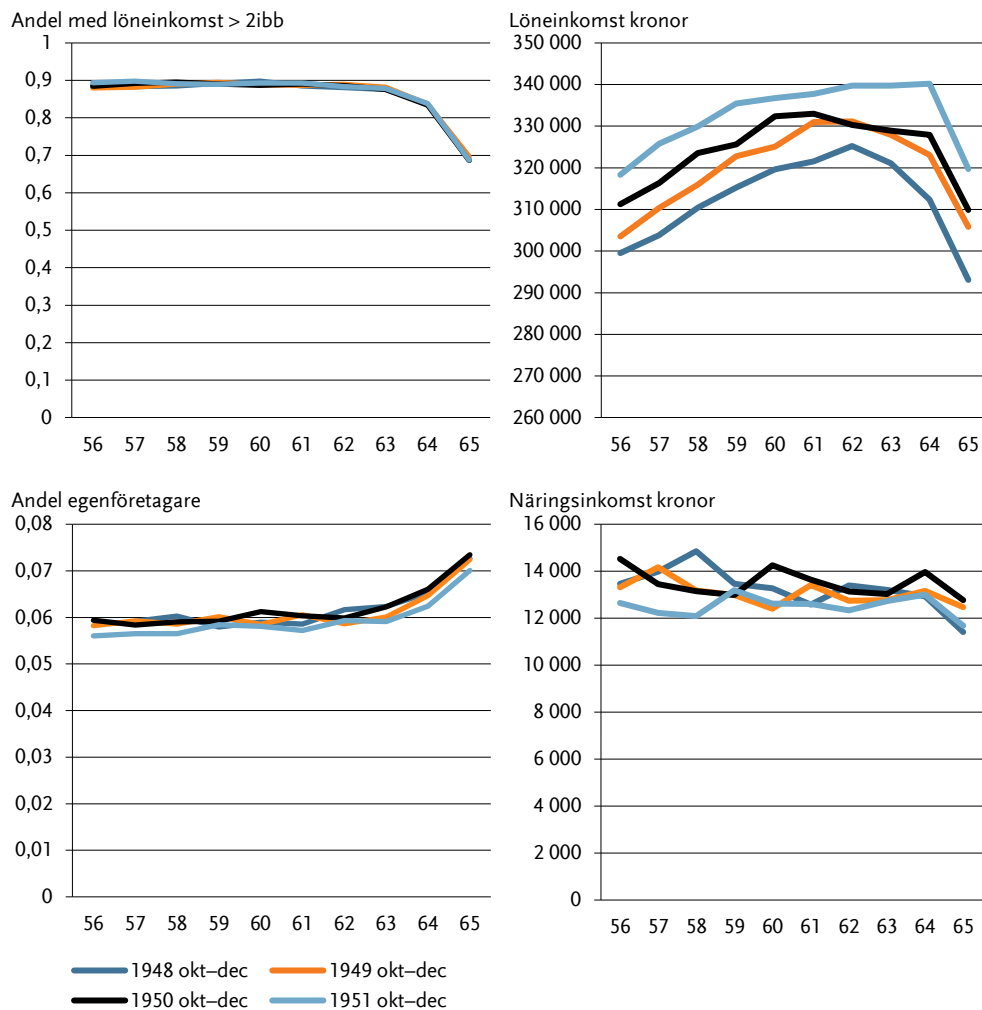
²² Vi kan ha en skillnad i nivå som beror på att de tillhör olika kohorter men det är inte relevant för vårt test, så länge som denna skillnad är konstant.

²³ Data som ligger till grund för figur 2:8 är alla individer födda oktober–december 1948–1951 under villkoret att de uppnådde 66 års ålder per 31 december och hade förvärvsinkomster överstigande 0,5 inkomstbasbelopp vid 64 års ålder. Vi tar ut hela historiken för dessa individer mellan 56 och 65 års ålder. Data som ligger till grund för figur 2:9 är alla individer födda januari–mars 1949–1952 under villkoret att de uppnådde 65 års ålder per 31 december och hade förvärvsinkomster överstigande 0,5 inkomstbasbelopp vid 63 års ålder. Vi tar ut hela historiken för dessa individer mellan 55 och 64 års ålder. Innebörden av detta är att dessa data innehåller samma individer som vår huvudanalys avseende dessa kohorter.

slutsatsen att det inte finns stora skäl till oro över eventuella kohortskillnader innan 65 års ålder.

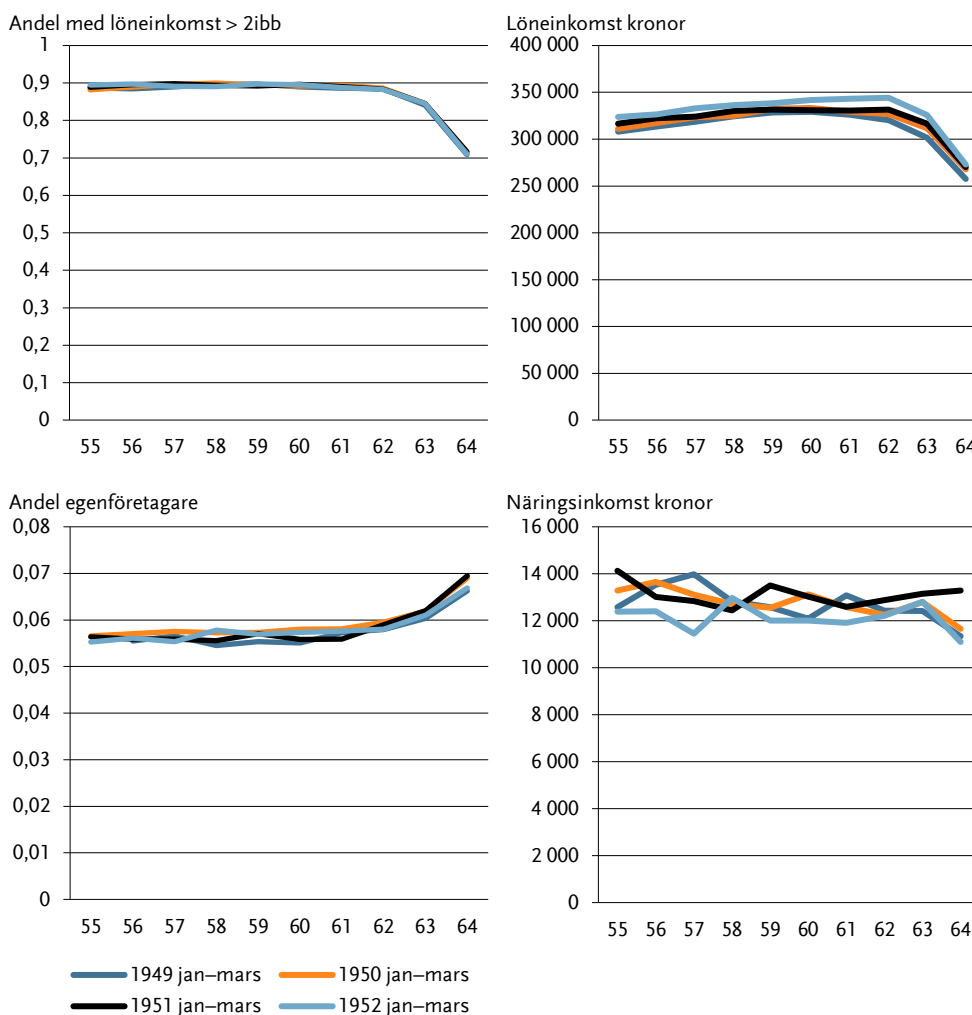
För vissa utfall, såsom för nivån på näringsinkomsterna, är det svårt att dra några slutsatser eftersom trenderna förefaller relativt skakiga. Troligtvis har det att göra med att vi mäter kohorterna under olika kalenderår och därmed olika konjunkturer.²⁴

Figur 2:9 Kohortjämförelse mellan våra två behandlade kohorter (födda 1950 och 1951 oktober–december) och två äldre kohorter (födda 1948 och 1949 oktober–december) före det år man fyller 66 år. Ålder avser per 31 december.



²⁴ Man bör notera att en kohortjämförelse inte är perfekt, eftersom den innebär att vi kommer att jämföra under olika kalenderår. Det kan därför finnas vissa ofrånkomliga kohortsskillnader som beror på kalenderår. Därför har vi valt att göra kohortjämförelsen för kohorter som är förhållandevis nära våra behandlade kohorter.

Figur 2:10 Kohortjämförelse mellan våra två obehandlade kohorter (födda 1951 och 1952 januari–mars) och två äldre kohorter (födda 1949 och 1950 oktober–december) före det år man fyller 65 år. Ålder avser per 31 december.

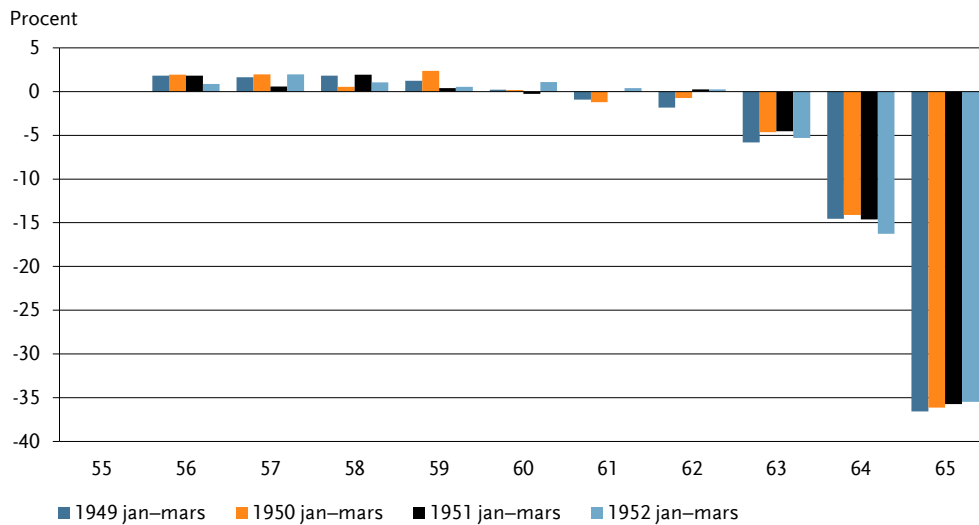


Så kallade förväntanseffekter innebär att jämförelsekohorterna anpassar sitt beteende i förväg, innan de i själva verket omfattas av reformen, i vetskapen om att skatteförändringen kommer året efter. En arbetsgivare kan vilja bli av med anställda om denna vet att de blir relativt sett dyrare om ett år eller så. Det kan alltså innebära problem för tolkningen av våra resultat om de som är födda 1951 och 1952 januari–mars tycks bete sig annorlunda än de som är födda 1949 och 1950 januari–mars redan ett till två år innan de själva omfattas av löneskatten (tidigast när reformen tillkännagetts). Det är inte självklart hur långt före 2016 vi ska titta. Regeringen försökte få igenom en liknande reform 2015 men den röstades ned i riksdagen. Av detta skäl skulle man kunna förvänta sig en eventuell förväntanseffekt tidigast 2014. Vi har därför valt att titta på utträdesprofilen från och med 63 års ålder för födda 1951 januari–mars

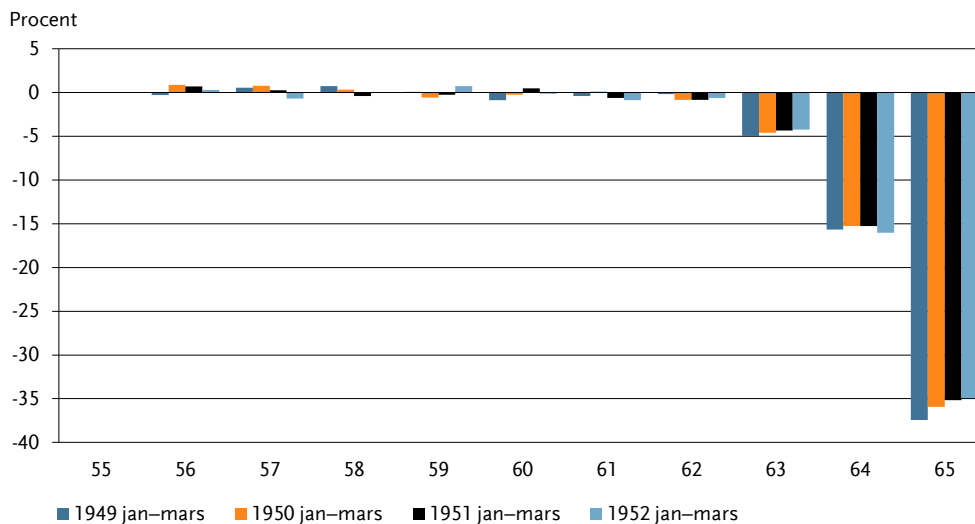
(de fick sin egentliga reform under 2017) och 62 års ålder för födda 1952 januari–mars (de fick sin egentliga reform under 2018). Vi har valt att undersöka löneinkomsterna och sysselsättningsgraden (andelen som har löneinkomster överstigande två inkomstbasbelopp). Figur 2:11 visar årlig procentuell förändring av löneinkomsterna per kohort 1949–1952 födda januari–mars och figur 2:12 visar motsvarande avseende sysselsättningsgrad.²⁵

Figur 2:11 visar vissa tecken på förväntanseffekter bland dem som är födda 1952 januari–mars. Under 2015 och 2016 (när de var 63 år respektive 64 år), syns en något större minskning av deras löneinkomster jämfört med andra kohorter. Skillnaden i inkomstminskning är dock relativt liten. Under 2017 (när de var 65 år) är det tvärtom ett något mindre fall i deras löneinkomster jämfört med andra kohorter. Överlag förefaller dessa skillnader ligga ”inom felmarginalen” eftersom vi kan utläsa ungefär lika stora kohortskillnader under tidigare år. För födda 1951 januari–mars ser vi inget tydligt mönster som skulle tyda på förväntanseffekter. Av figur 2:12 framgår att födda 1952 januari–mars hade en något större minskning i sysselsättningsgrad under 2016 (när de var 64 år) än övriga kohorter. I övrigt (speciellt vid 65 år) är det snarare det omvända; äldre kohorter har en något större minskning i sysselsättningsgrad än yngre. Återigen framträder det inga stora skillnader mellan kohorter. Sammantaget tyder inte denna analys på några stora problem med att jämförelsegruppen skulle anpassa sig i förtid, före reformen.

Figur 2:11 Årlig procentuell skillnad i löneinkomst per kohort



²⁵ Detta utgår från samma dataunderlag som det som återges i figur 2:9.

Figur 2:12 Årlig procentuell skillnad i andelen som har löneinkomst > 2 inkomstbasbelopp per kohort

7.2 Påverkan av andra reformer

Under den studerade tidsperioden har ett antal andra reformer riktade till äldre genomförts. Samtidigt som den särskilda löneskatten för personer som fyllt 65 år slopades 2007 infördes också en skattereduktion för arbetsinkomster, det så kallade jobbskatteavdraget. Personer som vid årets ingång fyllt 65 år fick ett förhöjt jobbskatteavdrag. År 2009 infördes även ett förhöjt grundavdrag för personer med låga förvärvsinkomster som fyllt 65 år. Till skillnad från jobbskatteavdraget träffar det förhöjda grundavdraget även pensionsinkomster. Både jobbskatteavdraget och det förhöjda grundavdraget har förändrats flera gånger sedan de infördes.²⁶

Om det förhöjda grundavdraget för äldre, men till viss del även förändringarna i jobbskatteavdraget, har påverkat kontroll- och jämförelsegruppen olika skulle det kunna finnas tolkningsproblem när det gäller reformskattningarna av den införda löneskatten 2016. Som en känslighetsanalys har vi därför skattat separata effekter beroende på individens plats i inkomstfördelningen.²⁷ Resultaten för våra centrala utfall redovisas i figur 2:13.²⁸ Resultaten visar att punktestimaten fluktuerar en del beroende på vilken del av inkomstfördelningen som studeras. För löneinkomst och sysselsättning ser vi negativa punktestimat i den lägre delen av fördelningen och positiva i den övre delen. Effekten är dock bara statistiskt signifikant på 5-procentsnivån för sysselsättning i den högsta kvintilen.

²⁶ Riksdag och regering har även genomfört ett antal regelförändringar för småföretag i syfte att underlätta att starta och driva företag. Dessa regelförändringar riktas inte specifikt mot gruppen äldre men förändringarna kan ha underlättat för äldre att kombinera olika inkomstkällor och på så sätt förlänga arbetslivet.

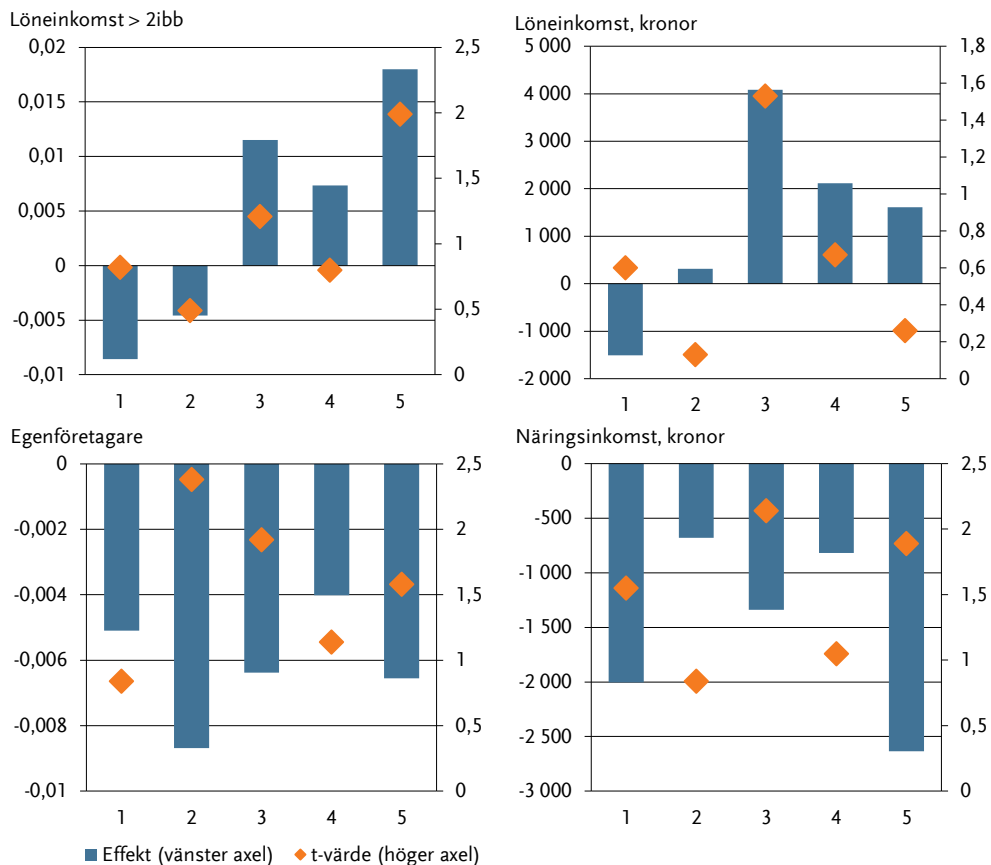
²⁷ Med plats i inkomstfördelningen avses vilken kvintil i fördelningen av förvärvsinkomst som individen tillhörde vid 55–59 års ålder.

²⁸ Fullständiga resultat visas i tabell 2:17.

Utifrån dessa skattningar kan det inte uteslutas att effekterna på sysselsättning och löneinkomster varit negativa i den lägre delen av inkomstfördelningen och positiva i den övre. Utökningen av det förhöjda avdraget för äldre som gjorts under perioden kan dock ha bidragit till att vi ser negativa arbetsutbudseffekter i den lägre delen av fördelningen. Att vi ändå ser positiva punktestimat i den övre delen där vi inte förväntar oss någon påverkan från den reformen, tyder på att vi kunde ha sett positiva effekter på sysselsättning och löneinkomster för totalen om ändringarna av det förhöjda avdraget för äldre inte hade genomförts. Men det är givetvis svårt att säga säkert.

För egenföretagande ser vi enbart negativa punktestimat för samtliga delar av inkomstfördelningen. Med denna uppdelning är det dock bara några som är statistiskt signifikant skilda från noll. Sammantaget verkar det inte som att andra reformer under perioden har påverkat våra huvudslutsatser nämnvärt kring att egenföretagande har påverkats negativt.²⁹

Figur 2:13 Effekten på fyra olika utfall (och absolutbeloppet av t-värde) för olika inkomstkvintiler. Fullständiga resultat visas i tabell 2:17.



²⁹ Det kan vara relevant att undersöka om analysen är robust om vi startar först 2011, efter att en större utbyggnad av det förhöjda skatteavdraget för äldre gjordes och regelförändringarna för egenföretagande infördes.

7.3 Olika födelsemånader i urvalet

En fråga är hur känsliga resultaten är för vårt urval av födelsemånader (oktober–december respektive januari–mars). Vilka födelsemånader vi väljer att ta med är en avvägning mellan hur jämförbara grupperna blir och hur stort urvalet blir. Ju närmare årsskiftet vi lägger urvalet desto mer lika blir individerna men vi riskerar att få ett för litet urval, speciellt när vi gör separata analyser för olika delgrupper. Tabell 2:13 visar reformskattningar för olika födelsemånader och upprepar även skattningarna för vårt urval (oktober–mars) för att underlätta en jämförelse. Skattningarna visar att våra huvudresultat för egenföretagande och kapitalinkomster förefaller robusta oavsett val av urval. När det gäller löneinkomster och lönesysselsättning (att ha löneinkomst överstigande två inkomstbasbelopp) är reformskattningarna positiva när vi använder ett bredare urval (födda juli–juni). Man kan dock notera att det i dessa fall är svårare att tolka detta eftersom testerna tydligt visar att det finns olikheter i de underliggande tidstrenderna mellan behandlings- och jämförelsegrupp.

Tabell 2:13 Reformeffekter för olika urval avseende födelsemånader

	Löneinkomst > 2 ibb (Ja/Nej)	Löneinkomst (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Närings- inkomster (kronor)	Antal obs.
a) Okt.–mars (huvudanalysen)	0,00622	1 965	-0,00615	-1 469	302 557
	1,45	1,09	3,44***	3,21**	
b) Nov.–feb.	-0,00424	886,6	-0,00519	-1 425	195 210
	0,79	0,4	2,34*	2,67**	
c) Juli–juni	0,0219	1 694	-0,0047	-1 305	622 278
	7,34***	1,31	3,69***	4,18***	

Anm.: Varje cell i tabellen representerar separata regressioner för separata delgrupper. Skattningen avser Ålder = 66 * År > = 2016 i en DD-modell med Ålder = 66 och År > = 2016 som kontroller. Avser individer som har minst 0,5 ibb i förvärvsinkomst år t - 2 före studieåret och som fyller 65 år a) oktober–december b) november–december c) juli–december året före studieåret (behandlade) eller a) januari–mars b) januari–februari c) januari–juni samma år som studieåret (jämförelser). Avser åren 2008–2017. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln StatusF, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabler för födelsemånad och för kalenderår. Innehåller kontroller, samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbeloppet av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

8 Tabellbilaga: Deskriptiv statistik och resultat

Tabell 2:14 Medelvärde, standardavvikelse och absolutbelopp av standardiserad skillnad mellan 65-åringar och 66-åringar för uppsättningen av kontrollvariabler: 2008–2017

	Medelvärde 65 år	Medelvärde 66 år	Standard- avvikelse 65 år	Standard- avvikelse 66 år	Absolutbelopp standardiserad skillnad
Kvinna	0,483	0,479	0,500	0,500	0,009
hi_educ	0,317	0,298	0,465	0,458	0,041
mid_educ	0,459	0,463	0,498	0,499	0,008
sick_5559	0,099	0,092	0,298	0,290	0,021
ForvInk_pdl5559_0	0,041	0,039	0,198	0,194	0,010
ForvInk_pdl5559_10	0,082	0,078	0,274	0,269	0,013
ForvInk_pdl5559_20	0,098	0,094	0,297	0,292	0,013
ForvInk_pdl5559_30	0,104	0,105	0,305	0,307	0,005
ForvInk_pdl5559_40	0,110	0,110	0,312	0,313	0,002
ForvInk_pdl5559_50	0,110	0,113	0,312	0,316	0,010
ForvInk_pdl5559_60	0,113	0,114	0,316	0,318	0,003
ForvInk_pdl5559_70	0,117	0,116	0,321	0,320	0,001
ForvInk_pdl5559_80	0,114	0,117	0,318	0,321	0,007
ForvInk_pdl5559_90	0,112	0,113	0,316	0,317	0,003
ForvInk_2ibb60	0,942	0,940	0,233	0,237	0,009
ForvInk_2ibb61	0,941	0,940	0,236	0,238	0,004
ForvInk_2ibb62	0,941	0,939	0,236	0,239	0,007
ForvInk_2ibb63	0,940	0,940	0,238	0,237	0,000
egenf_StatusF63	0,071	0,070	0,257	0,255	0,004
D_SektorKod_2L_11	0,072	0,072	0,258	0,259	0,001
D_SektorKod_2L_12	0,001	0,001	0,030	0,032	0,004
D_SektorKod_2L_13	0,245	0,235	0,430	0,424	0,023
D_SektorKod_2L_14	0,080	0,077	0,272	0,267	0,012
D_SektorKod_2L_15	0,000	0,000	0,016	0,014	0,004
D_SektorKod_2L_21	0,404	0,414	0,491	0,493	0,019
D_SektorKod_2L_22	0,087	0,092	0,282	0,289	0,016
D_SektorKod_2L_23	0,032	0,032	0,177	0,176	0,002
D_SektorKod_2L_24	0,026	0,025	0,158	0,157	0,002
D_SektorKod_2L_25	0,052	0,052	0,222	0,222	0,001
D_SektorKod_2L_99	0,000	0,000	--	--	
D_Lan_01	0,190	0,193	0,392	0,395	0,008
D_Lan_03	0,038	0,037	0,191	0,189	0,003
D_Lan_04	0,032	0,031	0,176	0,175	0,003
D_Lan_05	0,046	0,046	0,210	0,208	0,004
D_Lan_06	0,039	0,041	0,194	0,198	0,007
D_Lan_07	0,021	0,022	0,145	0,147	0,006
D_Lan_08	0,028	0,028	0,165	0,164	0,003
D_Lan_09	0,007	0,007	0,084	0,084	0,000

	Medelvärde 65 år	Medelvärde 66 år	Standard- avvikelse 65 år	Standard- avvikelse 66 år	Absolutbelopp standardiserad skillnad
D_Lan_10	0,017	0,017	0,129	0,129	0,000
D_Lan_12	0,126	0,125	0,332	0,331	0,003
D_Lan_13	0,035	0,035	0,185	0,184	0,001
D_Lan_14	0,167	0,166	0,373	0,372	0,001
D_Lan_17	0,031	0,030	0,174	0,171	0,006
D_Lan_18	0,033	0,032	0,177	0,177	0,002
D_Lan_19	0,028	0,028	0,166	0,165	0,002
D_Lan_20	0,033	0,033	0,179	0,178	0,002
D_Lan_21	0,032	0,032	0,177	0,177	0,001
D_Lan_22	0,028	0,028	0,164	0,166	0,003
D_Lan_23	0,015	0,015	0,120	0,122	0,005
D_Lan_24	0,028	0,028	0,165	0,166	0,002
D_Lan_25	0,025	0,025	0,157	0,155	0,006
ar2008	0,086	0,085	0,280	0,279	0,002
ar2009	0,098	0,095	0,297	0,294	0,008
ar2010	0,098	0,103	0,298	0,304	0,016
ar2011	0,099	0,103	0,299	0,304	0,012
ar2012	0,105	0,102	0,306	0,303	0,008
ar2013	0,108	0,103	0,310	0,304	0,014
ar2014	0,105	0,106	0,307	0,307	0,001
ar2015	0,104	0,105	0,305	0,306	0,003
ar2016	0,100	0,101	0,300	0,301	0,004
ar2017	0,098	0,097	0,297	0,296	0,003
t_kvinnor	972,182	963,425	1005,732	1005,394	0,009
t_hi_educ	638,397	600,652	936,681	920,966	0,041
t_mid_educ	924,242	932,442	1003,009	1003,646	0,008
t_sick_5559	198,554	185,984	600,144	582,875	0,021
t_ForvInk_2ibb60	1896,342	1891,990	469,551	477,689	0,009
t_ForvInk_2ibb61	1893,450	1891,440	474,993	478,713	0,004
t_ForvInk_2ibb62	1893,720	1890,173	474,489	481,046	0,007
t_ForvInk_2ibb63	1891,717	1891,846	478,205	477,959	0,000

Anm.: Antal observationer är 164 231 för 65-åringar och 138 326 för 66-åringar.

Tabell 2:15 Logit på sannolikheten att tillhöra behandlingsgruppen, koefficienter och p-värden

Ålder = 66	Koeff.	P-värde
kvinn	3,841778	0,473
hi_educ	-3,77748	0,61
mid_educ	2,154525	0,751
sick_5559	-61,3317	0
ForvInk_pdl5559_0	-0,17126	0
ForvInk_pdl5559_10	-0,12007	0
ForvInk_pdl5559_20	-0,103	0
ForvInk_pdl5559_30	-0,04675	0,007
ForvInk_pdl5559_40	-0,05297	0,002
ForvInk_pdl5559_50	-0,02342	0,15
ForvInk_pdl5559_60	-0,03293	0,039
ForvInk_pdl5559_70	-0,0287	0,067
ForvInk_pdl5559_80	-0,00381	0,805
ForvInk_pdl5559_90	Ref.	
ForvInk_2ibb60	27,45462	0,054
ForvInk_2ibb61	-12,5589	0,414
ForvInk_2ibb62	21,51155	0,147
ForvInk_2ibb63	-19,8741	0,134
egenf_StatusF63	-7,85351	0,471
D_SektorKod_2L_11	0,012439	0,559
D_SektorKod_2L_12	0,108726	0,366
D_SektorKod_2L_13	-0,02466	0,169
D_SektorKod_2L_14	-0,01602	0,447
D_SektorKod_2L_15	-0,26373	0,277
D_SektorKod_2L_21	-0,00043	0,98
D_SektorKod_2L_22	0,241732	0
D_SektorKod_2L_23	-0,02066	0,426
D_SektorKod_2L_24	-0,02908	0,299
D_SektorKod_2L_25	Ref.	
D_SektorKod_2L_99	--	
D_Lan_01	0,047435	0,055
D_Lan_03	0,01743	0,56
D_Lan_04	0,008233	0,79
D_Lan_05	0,012751	0,658
D_Lan_06	0,057838	0,05
D_Lan_07	0,067065	0,048
D_Lan_08	0,004864	0,879
D_Lan_09	0,034419	0,482
D_Lan_10	0,02805	0,442
D_Lan_12	0,02167	0,393
D_Lan_13	0,021165	0,485
D_Lan_14	0,025219	0,31
D_Lan_17	-0,00566	0,856

EFFEKTUTVÄRDERING AV INFÖRD LÖNESKATT FÖR DEM SOM HAR Fyllt 65 ÅR

Ålder = 66	Koeff.	P-värde
D_Lan_18	0,01973	0,522
D_Lan_19	0,011297	0,722
D_Lan_20	0,023255	0,448
D_Lan_21	0,034259	0,266
D_Lan_22	0,042223	0,184
D_Lan_23	0,077869	0,04
D_Lan_24	0,053213	0,094
D_Lan_25	Ref.	
ar2008	-0,0695	0,316
ar2009	-0,07941	0,201
ar2010	0,000167	0,998
ar2011	-0,00208	0,966
ar2012	-0,05346	0,194
ar2013	-0,06426	0,061
ar2014	-0,0122	0,662
ar2015	0,000213	0,992
ar2016	0,013285	0,461
ar2017	Ref.	
t_kvinn	-0,00189	0,476
t_hi_educ	0,001803	0,624
t_mid_educ	-0,0011	0,744
t_sick_5559	0,030454	0
t_ForvInk_2ibb60	-0,01368	0,053
t_ForvInk_2ibb61	0,006241	0,414
t_ForvInk_2ibb62	-0,01071	0,146
t_ForvInk_2ibb63	0,009885	0,133
t_egenf_StatusF63	0,003777	0,486
_cons	0,048811	0,366

Anm.: Antal obs = 302 557.

Tabell 2:16 Test av parallella pre-trender för några olika delgrupper, 2008–2015

	Löneink > 2ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Närings- inkomster (kronor)	Antal obs.
Kvinna	0,00047	184,1	-0,0848	-41,0	116 282
	0,39	0,5	1,91	0,5	
Man	0,00321	1 220	-0,0109	-141,7	126 425
	2,77**	2,24*	0,19	0,81	
Högutb.	0,00379	936,5	-0,153	-158,0	73 681
	2,45*	1,13	2,25*	0,74	
Mellanutb.	0,00085	700,5	-0,0154	-85,7	109 769
	0,69	1,68	0,29	0,64	
Lågutb.	0,00144	326,6	0,00743	-8,75	59 006
	0,88	0,71	0,1	0,05	
Egenföretagare vid 63 års ålder	0,00201	284,7	-0,242	-846,1	17 357
	1,36	0,68	1,02	0,79	
Inte egenföretagare vid 63 års ålder	0,199	794,2	-0,038	-2,04	225 350
	2,26*	2,22*	1,1	0,03	
Kombinatör i t-2	0,00209	225,9	-0,439	-315,1	31 556
	0,92	0,21	2,17*	0,71	
Inte kombinatör i t-2	0,00186	800,5	-0,0147	-73,2	211 151
	2,08*	2,28*	0,57	0,81	
Kvintil 1	-0,00188	-614,7	0,103	-283,8	28 540
	0,92	1,33	0,82	1,03	
Kvintil 2	-0,0016	-526,7	-0,105	-187,3	48 780
	0,91	1,29	1,35	1,2	
Kvintil 3	0,00033	140,5	-0,0211	22,1	53 763
	0,18	0,3	0,31	0,18	
Kvintil 4	0,00514	1 252	-0,0698	-3,49	55 759
	2,83**	2,21*	0,97	0,02	
Kvintil 5	0,0045	1 972	-0,054	-201,7	55 865

Anm.: Varje cell i tabellen representerar separata regressioner för separata delgrupper. Avser skattningen Ålder = 66 * År i en modell med Ålder = 66 och År som kontroller. Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2015. Kvintil avser plats i inkomstfördelningen (förvärsinkomst) vid 55–59 års ålder. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln StatusF, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabel för födelsemånad. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbelopp av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabell 2:17 Heterogenitetsanalys för olika inkomstkvintiler på sysselsättning, löneinkomster, egenföretagande och näringsinkomster

	Löneink > 2ibb (Ja/Nej)	Löneinkomster (kronor)	Egenföretagare (Ja/Nej) RAMS-definition	Närings- inkomster (kronor)	Antal obs.
Kvintil 1	-0,00858	-1 505	-0,51	-2 003	36 429
	0,82	0,6	0,84	1,55	
Kvintil 2	-0,00457	314,6	-0,868	-678,9	60 719
	0,49	0,13	2,38*	0,84	
Kvintil 3	0,0115	4 087	-0,638	-1 339	66 840
	1,21	1,53	1,92	2,14*	
Kvintil 4	0,00734	2 116	-0,402	-818,9	69 512
	0,8	0,67	1,14	1,05	
Kvintil 5	0,018	1 608	-0,655	-2 635	69 057

Anm.: Varje cell i tabellen representerar separata regressioner för separata delgrupper. Skattningen avser Ålder = 66 * År > = 2016 i en DD-modell med Ålder = 66 och År > = 2016 som kontroller. Avser individer som fyller 65 år oktober–december året före studieåret (behandlade) eller januari–mars samma år som studieåret (jämförelser), och som har minst 0,5 ibb i förvärsinkomst år t - 2 före studieåret. Avser åren 2008–2017. RAMS-definition av aktiv egenföretagare bygger på variabeln StatusF, se LISA-dokumentationen. Innehåller dummyvariabler för födelsemånad och för kalenderår. Innehåller kontroller, samma som återges i tabell 2:15. Avser minsta-kvadratmetod (OLS). Absolutbeloppet av t-värden i kursiv stil. Robusta standardfel: * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001.