

Dokumentationsnotat: Et mål for produktivitet i grundskolen (første udkast)

1 Introduktion

Notatet beskriver beregningerne bag målet for produktivitsudviklingen i grundskolen, som præsenteres i *Produktivitet 2019*.

I nationalregnskabet er ændringer i grundskolens værditilvækst i faste priser bestemt af antallet af elevtimer.¹ Værditilvæksten i faste priser kan i princippet bruges til at beregne produktivitet, men et potentielt problem med dette er, at fastprisberegningen ikke tager højde for kvalitetsændringer i undervisningen, men udelukkende er baseret på omfanget af undervisning.

Notatet beregner et nyt kvalitetsjusteret mål for produktivitet i grundskolen fra 1995 til 2013. Først beregnes produktionen som antallet af kvalitetsjusterede læringsår. Kvalitetsjusteringen foregår ved at måle på udviklingen i forskellige internationale testscorer (primært PISA-testen), der afspejler elevernes kundskaber. Den således opgjorte produktion fradrages input af varekøb fra Nationalregnskabet for at finde et mål for den kvalitetskorrigerede værditilvækst. Dette mål sættes relativt til det samlede input af arbejdstimer fra nationalregnskabet for at få et mål for timeproduktiviteten.

Konklusionen er, at timeproduktiviteten har været stort set uændret fra 1995 til 2013. Stilstanden afspejler, at kvaliteten stort set er uændret, og at elevtallet er steget, hvilket er blevet opvejet af stigninger i input af arbejdstid samt køb af varer og tjenester i produktionen.

¹ Dette gælder efter 2008, før 2008 anvendes inputmetoden. Dette er beskrevet i nærmere detaljer i kapitlet i rapporten.

2 Et nyt mål for produktiviteten i grundskolen

Grundskolen producerer tre typer af output:

1. Læring (dvs. de færdigheder/den humankapital, eleverne opnår, forstået i en bred forstand, der udover faglige kundskaber også kan omfatte f.eks. demokratiforståelse og ikke-kognitive evner).
2. Pasning (gælder mest for de små klasser)
3. Direkte nytte eller disnytte til eleverne (nogle elever synes, det er sjovt, andre synes, det er træls at gå i skole).

Her fokuseres på skolens produktion af læring og der ses bort fra punkterne 2 og 3, selvom de potentielt er vigtige.² Produktionen i faste priser (Y_t) beregnes som prisen på læring (p) i basisåret gange antallet af elevår (n_t) gange en kvalitetsfaktor (q_t), som afspejler, hvor meget hver elev lærer:

$$Y_t = p \cdot n_t \cdot q_t.$$

Kvalitet: q_t regnes i såkaldte læringsår, der indekseres til 1 i startåret (1995). $n_t \cdot q_t$ kan fortolkes som kvalitetsjusterede elevår og enheden er 1995-ækvivalente elevår. Ét kvalitetsjusteret elevår er således ækvivalent med ét elevår i startåret. Hvis q_t eksempelvis forøges med 10 pct. og dermed antager værdien 1,1, betyder det, at eleverne lærer 10 pct. mere i løbet af et år, end de gjorde i 1995. En sådan stigning er ækvivalent med en 10 pct. stigning i antallet af elevår, dvs. det resulterer i samme mængde læring, som hvis eleverne havde forøget skolegangen til 11 år og havde haft uændret kvalitet. Beregningen af q_t er beskrevet i **afsnit 2.1** og er baseret på data for testscorer, der måler elevernes færdigheder over tid og kan omregnes til læringsår.³ Testscorerne dækker kun fagene læsning, matematik og dansk, hvilket er en begrænsning i analysen, da der dermed ses bort fra alt anden læring.

Antal elevår: Datakilderne til n_t er beskrevet i **afsnit 2.2**.

Prisen på kvalitetsjusterede elevår: Kvaliteten og antal elevår bestemmer væksten i produktionen i faste priser. For at dette kan omregnes til bruttoværditilvækst, er det imidlertid nødvendigt at omregne mængden til kroner, således at varekøbet kan fradrages. Derfor er det nødvendigt at kende en pris i kroner pr. kvalitetsjusteret

² Begrænsningerne ved dette valg og fremtidige muligheder for at inddrage andre mål diskuteres i nærmere detaljer i kapitlet.

³ Når kvaliteten beregnes, fraregnes ændringerne i forhold uden for grundskolesektoren, som også kan påvirke PISA-scoren. F.eks. er forældres uddannelse steget, hvilket trækker i retning af fagligt stærkere elever, og andelen af elever med udenlandsk herkomst er steget, hvilket trækker i den anden retning. Disse effekter fraregnes, da de skyldes forhold, som ikke er relateret til produktionen i grundskolen. Dette er en kilde til usikkerhed, da de præcise kausale effekter af alle input ikke kendes.

elevår.⁴ Prisen beregnes ved at sætte produktionen i basisåret (b) lig de samlede omkostninger fra Nationalregnskabet: $p \cdot n_b \cdot q_b = \text{omkostninger}_b$, hvorefter p isoleres.⁵ Heri ligger en implicit antagelse om, at den gennemsnitlige omkostning forbundet med et læringsår er nogenlunde tæt på den uobserverede markedspris. Resultaterne skal ses med forbehold for, at dette ikke er tilfældet.

For at omregne den kvalitetskorrigerede produktionen til BVT fraregnes varekøb i faste priser fra nationalregnskabet. Da varekøbet er beregnet ved et kædeprisindeks, skal formelen for addition af kædede værdier anvendes, jf. Danmarks Statistik (ikke angivet).⁶

$$BVT_t = BVT_{t-1} \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{YL_{t-1}}{BVT_{t-1}} - \frac{V_t}{V_{t-1}} \frac{VL_{t-1}}{BVT_{t-1}} \right).$$

Her er BVT_t den kædede værdi af BVT, BVT_{t-1} BVT i løbende priser, YL_t produktionen i løbende priser, V_t den kædede værdi af varekøbet og VL_t varekøbet i løbende priser. Formlen siger, at vækstfaktoren i den kædede værdi af BVT er en sammenvejning af vækstfaktorerne i produktion og varekøb. Som vægte anvendes andelen af BVT i løbende priser i foregående år. Vækstfaktoren i produktionen skal opgøres i kædede værdier, men da der kun er en vare i produktionen (kvalitetsjusterede elevår), er mængden opgjort i almindelige faste priser og kædepriser ens.

2.1 Produktion: Måling af kvalitet

2.1.1 Omregning fra PISA-scorer til kvalitetsændringer

Ifølge resultaterne fra PISA-undersøgelserne er der en svag tendens til, at danske 15-åriges kundskaber er blevet bedre fra 2000 til 2015, jf. *Figur 1*.⁷ Fra 2000 til 2015 er scoren i læsning steget med omtrent point. Det er en ret lille forbedring: Det svarer til $2/30 = 1/15$ af et skoleår, idet 30 point er et skøn for den læring, som i gennemsnit

⁴ Det antages implicit, at prisen på et kvalitetsjusteret læreår er ens på tværs af elever. Denne antagelse holder ikke, hvis gevinsten ved læring er større for nogle elever end andre, og resultaterne skal tolkes med dette forbehold in mente. Dette er et generelt problem med produktionsmålinger i den offentlige sektor, som også indtræffer, når eksempelvis produktionsværdien af hofteoperationer beregnes i sundhedssektoren ved at gange antallet af hofteoperationer med en fast pris på disse.

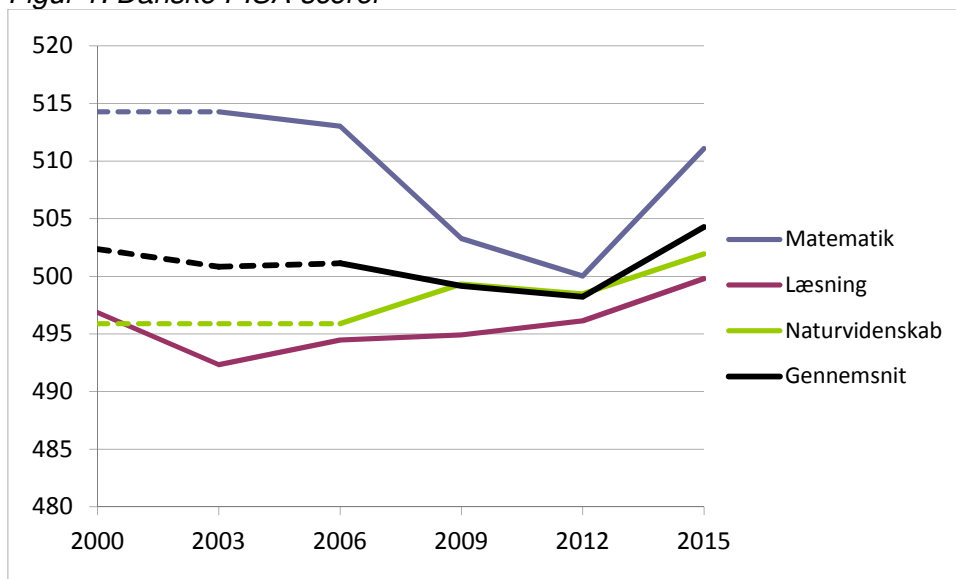
⁵ I Nationalregnskabet er produktionen i løbende priser i de offentlige sektorer bestemt ved de samlede udgifter.

⁶ I Nationalregnskabet er 2010 basisår. Ligningen gør det muligt at regne fremad i tid fra 2010. For at regne BVT før 2010 er det nødvendigt at omarrangere lidt, således at der kan regnes baglæns i tid fra 2010: $BVT_{t-1} = BVT_t / \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{YL_{t-1}}{BVT_{t-1}} - \frac{V_t}{V_{t-1}} \frac{VL_{t-1}}{BVT_{t-1}} \right)$.

⁷ Der findes også en PISA-test i problemløsning, som undersøger elevernes evne til at ræsonnere og styre problemløsningsprocesser. Her foreligger testresultater fra 2003 og 2012, som dog ikke er sammenlignelige, jf. Lindenskov m.fl. (2017). Yderligere blev eleverne i 2015 testet i problemløsning i samarbejde.

opnås ved et fuldt skoleår.⁸ PISA-testen måler 15-åriges kundskaber i foråret i 9. klasse, dvs. hen imod slutningen af et skoleliv på 10 år.⁹ Hvis stigningen på 1/10 skoleår sættes i forhold til ti års skolegang fås en produktionsfremgang på $(1/15)/10 = 0,7$ pct. Altså en meget beskedne fremgang over en 15 års periode.¹⁰ I det følgende anvendes den gennemsnitlige score til at beregne ændringer i kvalitetsfaktoren vha. ovennævnte metode: Dvs. ændringer i point omregnes til ændringer i skoleår ved at dividere med 30, hvorefter dette sættes relativt til 10 år.¹¹

Figur 1: Danske PISA-scorer



Note: PISA-testen gives til et repræsentativt udvalg af 15-16 årige elever. Scoren i matematik i 2000 er ekstrapoleret ved at anvende scoren fra 2003. Scoren i naturvidenskab i 2000 og 2003 er ekstrapoleret ved at anvende scoren for 2006. Gennemsnittet er beregnet på baggrund af alle tre scorer, inklusiv ekstrapolerede tal.

Kilde: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/idepisa/> tilgået d. 13/2-2018.

Matematik mangler data for 2000 og naturvidenskab for 2000 og 2003. For disse år, antages, at udviklingen nogenlunde har fulgt udviklingen i læsningsscoren. Da denne er stort set uændret fra 2000 til 2006, antages, at matematik i 2000 havde samme værdi som i 2003, og at naturvidenskab i 2000 og 2003 havde samme værdi som i 2006.

⁸ De 30 point per skoleår er baseret på OECD's litteraturgennemgang og beregninger, jf. OECD (2016, Box I.2.1).

⁹ Der ses således bort fra den læring, der sker i 10. klasse. Udover elever i grundskolen dækker branchen også over elever fra ungdoms- og efterskoler, jf. Danmarks Statistik (2014, s. 44). Kvaliteten i 10. klasse på efterskoler og i ungdomsskoler er heller ikke målt. Dette er en mangel ved analysen og resultaterne skal tolkes i lyset af dette.

¹⁰ Sammenlignet med resten af OECD, ligger Danmark ca. på gennemsnittet eller lidt over, hvad angår PISA-scorer, jf. appendikset.

¹¹ I boks II.3. i rapporten præsenteres et formaliseret teoretisk fundament bag konverteringen af PISA-scorer til kvalitetsfaktoren.

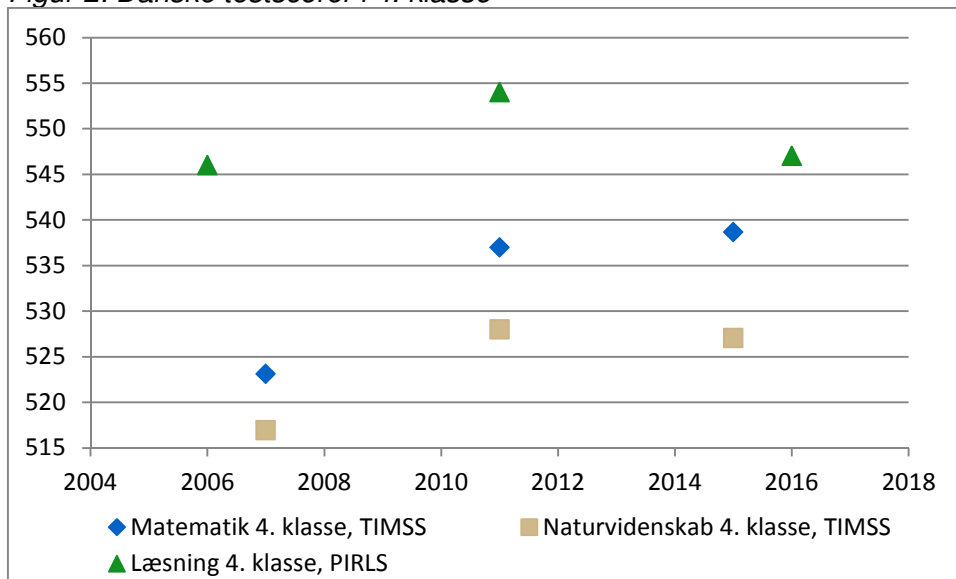
Fremgangen den gennemsnitlige PISA-score fra 2000 til 2015 på 2 point svarer til en samlet stigning i kvalitetsfaktoren på kun lige over en halv pct. over en 15-årig periode – altså for alle praktiske formål ingen vækst i kvalitetsniveauet.

2.1.2 Tidsforskydning mellem PISA-scorer og skolekvalitet

Det antages, at udviklingen i PISA-scoren fra 2000 til 2015 er en indikator for udviklingen i skolekvaliteten fra 1995 til 2010. Baggrunden for antagelsen er, at PISA-scoren måler 9. klassernes færdigheder, som påvirkes af skolekvaliteten i de 10 foregående år. For eksempel begyndte årgang 2000 i børnehaveklassen i 1990 og var midt i skoleforløbet (5. klasse) i 1995. I det følgende lægges derfor til grund, at en PISA-score i et givent år er en indikator for skolekvaliteten 5 år forinden, dvs. år-2000 scoren afspejler kvaliteten i 1995. Baggrunden for denne antagelse gennemgås i nærmere detaljer i appendikset. Appendikset viser også, at resultaterne mht. udviklingen i produktivitet fra 2000 til 2015 er nogenlunde uændrede, hvis det antages, at PISA-scoren måler kvaliteten i samme år.

Fra 2010 til 2015 antages, at udviklingen i skolekvaliteten har været konstant. Dette gøres på baggrund af, at udviklingen i internationale tests af 4. klasses elever, jf. *Figur 2*. Rationalet bag antagelsen er følgende: Fremgangen i PISA-scorer fra 2012 til 2015 afspejler, at 9. klasserne er blevet dygtigere, hvilket giver udslag i en stigning i skolekvalitet fra 2007 til 2010, da skolekvaliteten er forskudt fem år tilbage i tid. I 4. klasse er testscorerne også steget fra 2006/2007 til 2011, hvilket tyder på, at i hvert fald en del af forbedringen i PISA-scoren rent faktisk kan skyldes en kvalitetsforbedring fra 0.-4. klasse i anden halvdel af 00'erne. Samtidig har 4. klassernes testscorer stået nogenlunde stille fra 2011 til 2015/2016 (læsning og naturvidenskab er faldet lidt, matematik er steget lidt). Det tyder samlet set på, at skolekvaliteten i midten skoleforløbet har stået stille i årene efter 2010. Derfor antages i det følgende, at kvalitetsfaktoren har været uændret fra 2010 til 2013. Denne ekstrapolering er en kilde til usikkerhed.

Figur 2: Danske testscorer i 4. klasse



Kilder: <https://nces.ed.gov/timss/idetimss/> tilgået d. 13/2-2018. og Mejding m.fl. (2017).

Hvis udviklingen i de to figurer betragtes under et, er konklusionen altså, at kvaliteten stort set har været uændret fra 1995 til 2015, jf. Figur 3. I figuren ses kvaliteten indekseret til 1995 før korrektionerne i næste afsnit. For at beregne kvaliteten er PISA-scorene tidsforskudt, som beskrevet for oven, interpoleret lineært og derefter omregnet til procentvise ændringer ved at sætte ændringerne relativt til 10 læringsår. Efter 2010 er kurverne flade, da det, som nævnt i forrige afsnit, antages, at udviklingen i skolekvalitet har været nogenlunde konstant efter dette år.

2.1.3 Korrektion for ændringer klassetrin og i input uden for skolen

Før kvalitetsforbedringerne kan anvendes til at beregne produktionsværdi i grundskolen, er det vigtigt at korrigere for ændringer i klassetrin blandt PISA-eleverne og for ændringer i input uden for grundskolen, som har påvirket PISA-scoren. Korrektionerne beskrives kort i det følgende og i nærmere detaljer i appendikset.

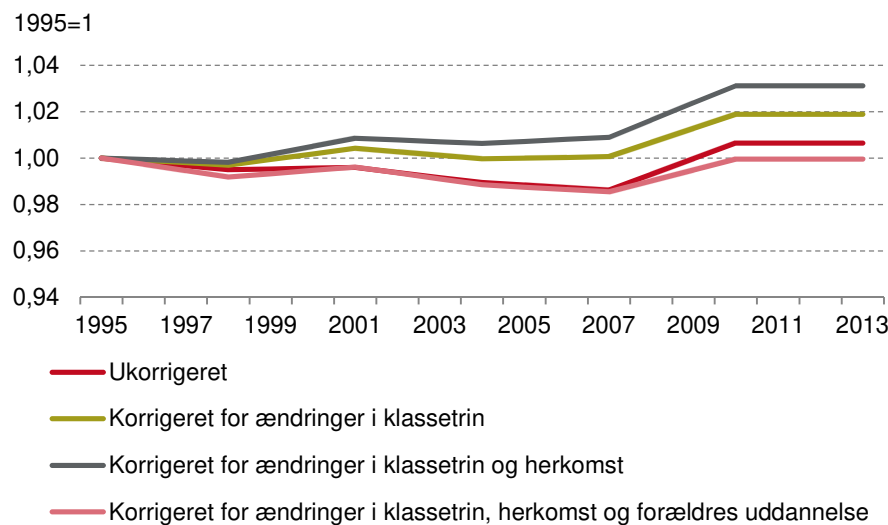
Korrektionerne medfører samlet set, at udviklingen i skolekvaliteten er uændret, jf. Figur 3. Figuren viser kvaliteten indekseret til år 1995. En kort beskrivelse af de tre korrektioner:

1. Først korrigeres for, at der over tid er blevet flere 8.-klasses elever og færre 9.-klasses elever, der deltager i PISA-testene. Dette trækker isoleret set i retning af en lavere score. Når der korrigeres for dette, stiger ændringen i skolekvaliteten altså.
2. Dernæst er andelen af efterkommere blandt PISA-eleverne steget, hvilket har trukket i retning af dårligere skolekunderskaber i gennemsnit. Når der korrigeres for dette, stiger ændringen i skolekvaliteten yderligere.

3. Til slut er elevernes forældres uddannelseslængde steget. Som gennemgået i appendikset, peger litteraturen på, at der er en kausal, positiv effekt af længere uddannelse på børnenes karakterer. Når der korrigeres for dette, falder ændringen i skolekvaliteten.

Slutresultatet, når der er korrigeret for alle tre forhold, er stilstand i skolekvaliteten set over hele perioden. Ændringen i kvalitet ligger en anelse lavere end den stigning, som opnås, når man anvender den ukorrigerede PISA-score.

Figur 3: Udviklingen i skolekvalitet før og efter korrektioner



Noter: Kvalitetsændringerne er beregnet på baggrund af PISA-scoring ved at antage, at et skoleår er 30 point på PISA-scoringen og ved at sætte ændringerne i skoleår relativt til 10 års skolegang.

Kilder: Egne beregninger på baggrund af registerdata, en række kilder beskrevet i appendiks og <https://nces.ed.gov/timss/identimss/>.

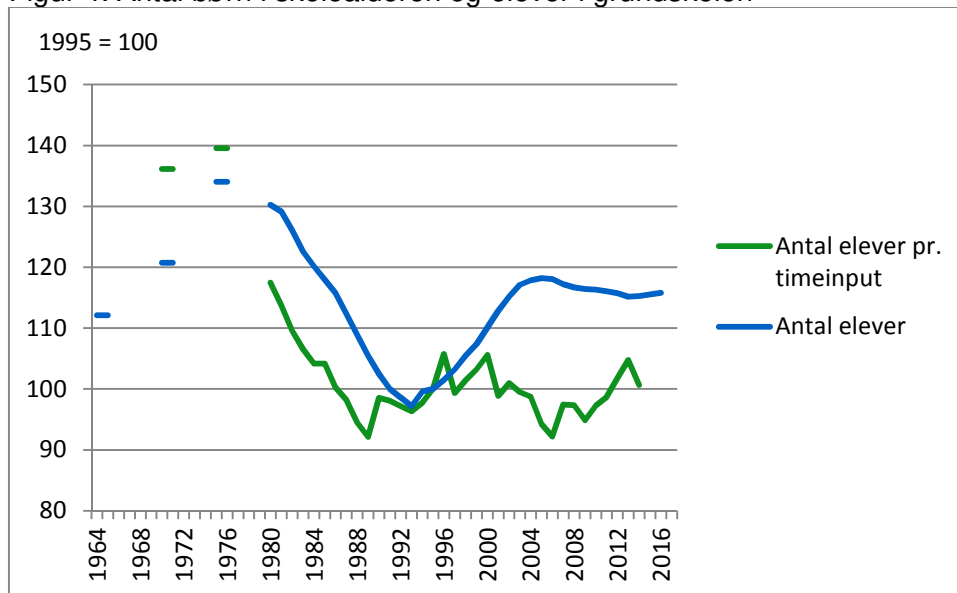
2.2 Produktion: Måling af kvantitet

Output målt ved antal elever i grundskolen er steget med 15 pct. fra 1995 til 2013, hvilket skyldes en stigning i antallet af børn i skolealderen, jf. Figur 4. Antallet af elever per timeinput var stort set konstant fra 1995 til 2013, dog med en del fluktuationer undervejs. Med andre ord er stigningen i antal elever altså blevet opvejet af en stigning i timeinputtet. Hvis den uændrede kvalitetsforbedring medtages, har produktionen per timeinput altså ikke ændret sig fra 1995 til 2013.

Udviklingen i elevtallet – og således også udviklingen i det endelige produktivetsmål – skal tolkes med forbehold for, at kilderne til elevstatistikken skifter i løbet af perioden. F.eks. er det usikkert, om de tidlige elevtal dækker over elever i alle typer af ungdomsskoler. I skoleåret 2017/18 udgjorde ungdomsskoler dog kun 0,6 pct. af det samlede elevtal i grundskolen, jf. UVM (2018).

Figuren viser også udviklingen i elevtallet før 1995. Det anvendes ikke i nærværende analyse, men illustrerer, at såfremt der fremskaffes data for undervisningskvalitet før 1995, vil det være muligt at lave en endnu længere tidsserie for produktiviteten i grundskolesektoren.

Figur 4: Antal børn i skolealderen og elever i grundskolen



Noter: Da elevtallene stammer fra en del forskellige kilder, kan databrud forekomme. I 2008 skifter kilden fra UNI/C til Statistikbanken, hvilket giver anledning til et hop i elevtallet på godt 2 pct. Dette hop er repareret i figuren ved brug af et overlap i tidsserierne i 2007 og 2008.

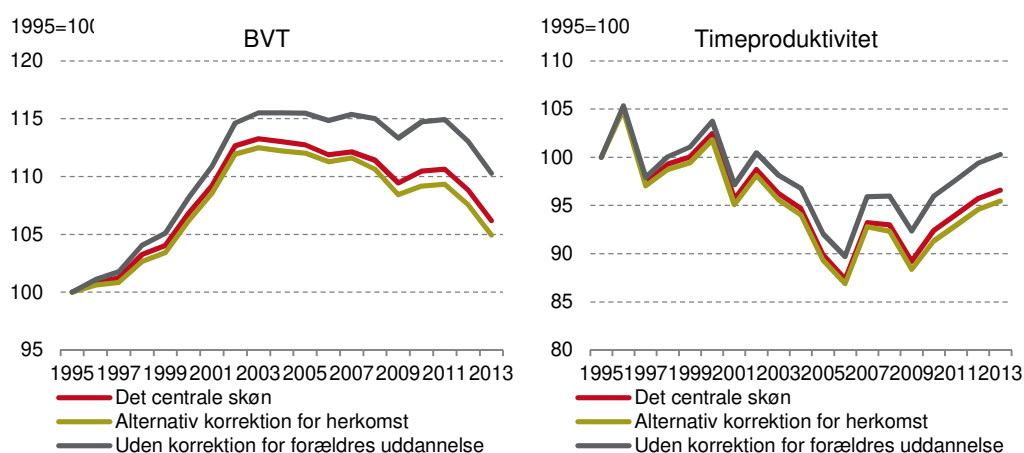
Kilder: Elevtallet er fra Undervisningsministeriet (1997, 2005, 2007, 2009) og Statistikbanken. Timeinput er fra Nationalregnskabet.

2.3 Værditilvækst og produktivitet

Målt ved den hér skitserede output-metode er reall BVT vokset med ca. 6 pct. og BVT pr. time er faldet med 3-4 pct. fra 1995 til 2013, jf. Figur 5. Når man tager i betragtning, at der er usikkerhed ved beregningerne, og at der er tale om en længere periode, svarer dette nogenlunde til stilstand i produktiviteten. Som nævnt i introduktionen til afsnit 2 beregnes bruttoværditilvæksten ved at trække varekøb fra produktionen. Når væksten i BVT er lavere end væksten i produktionen, afspejler det, at varekøbet er steget mere end produktionen.

Figuren viser også to alternative beregninger af BVT og produktivitet for at illustrere noget af den usikkerhed, som er forbundet med beregningerne af kvalitetsmålet. I den ene beregning undlades korrektionen for påvirkninger fra ændringer i forældres uddannelse. I den anden beregning anvendes en alternativ korrektion for påvirkningen fra ændringer i herkomst. Begge beregninger er beskrevet i appendikset, som også beskriver et andet robusthedscheck, hvor tidsforskydningen af PISA-scorer undlades.

Figur 5: Kvalitetskorrigeret værditilvækst og timeproduktivitet

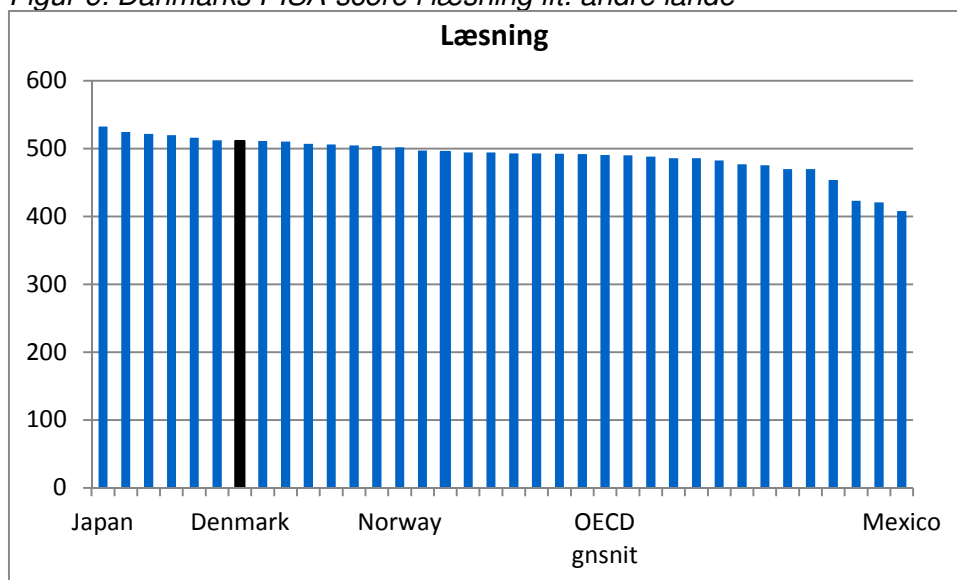


Noter: Kædede priser. BVT er beregnet som produktionen fraregnet varekøb, som beskrevet i introduktionen til afsnit 2. Udviklingen i produktionen er beregnet ud fra antal elever (afsnit 3.2) og kvaliteten af disse. Kvaliteten måles ved hjælp af PISA-scoren, som i det centrale skøn justeres for påvirkninger, der stammer fra ændringer i klassetrinsfordeling, herkomstsammensætning og forældrenes uddannelseslængde blandt de testede elever (afsnit 3.3). I det første alternative skøn anvendes en alternativ korrektion for ændringer i herkomst. I det andet alternative skøn udelades korrektionen for ændringer i forældrenes uddannelseslængde. af testscorer, som justeres for ændringer i forhold, der ligger uden for skolen (afsnit 3.1). BVT pr. time er BVT divideret med timeantallet fra nationalregnskabet.

Kilder: Nationalregnskabet samt kilderne beskrevet i figur 3 og 4.

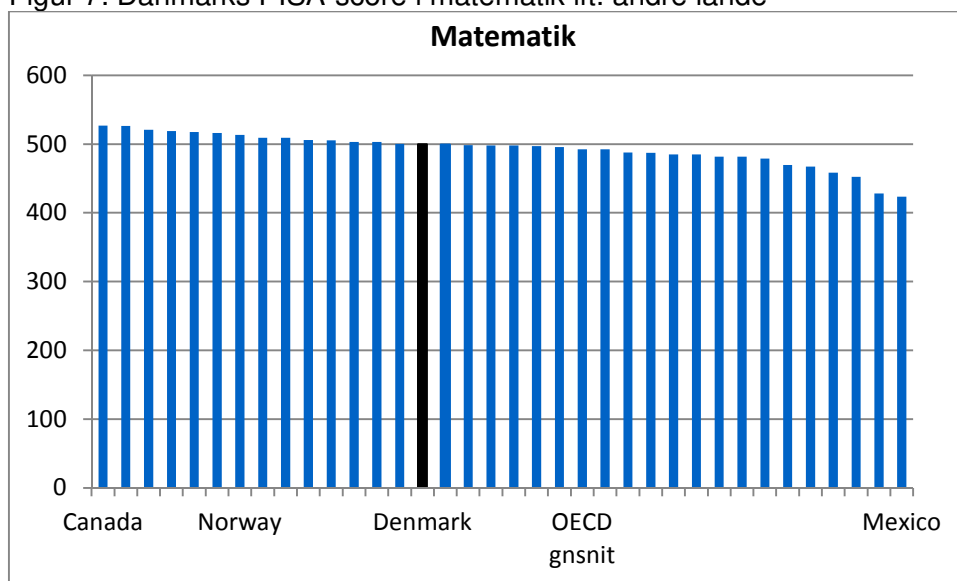
3 Appendiks: Danmarks PISA-score ift. andre lande i 2015

Figur 6: Danmarks PISA-score i læsning ift. andre lande



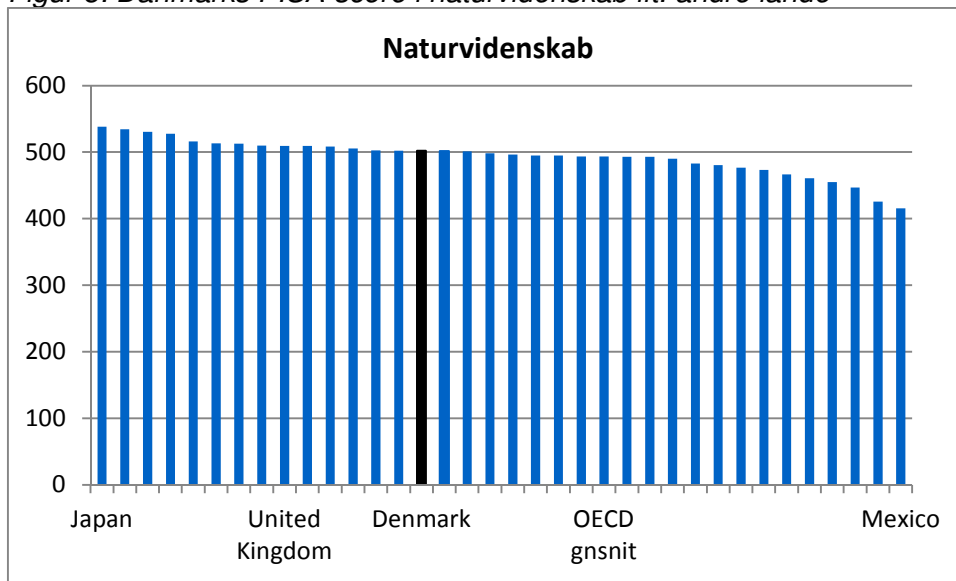
Kilde: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/idepisa/>

Figur 7: Danmarks PISA-score i matematik ift. andre lande



Kilde: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/idepisa/>

Figur 8: Danmarks PISA-score i naturvidenskab ift. andre lande



Kilde: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/idepisa/>

4 Appendiks: Beregninger relateret til tidsforskydelsen mellem PISA-scoring og produktivitet

PISA-scoring gives primært til 9. klasses elever og afspejler den opnåede mængde læring gennem 10 års skolegang i folkeskolen.¹² I notatet anvendes PISA-scoring som indikator for kvaliteten i skolen 4,5 år inden testen tages. Dette appendiks belyser denne tidsforskydning vha. en formel gennemgang af sammenhængen mellem PISA-scoring og formodet kvalitet.

I appendikset antages, at der er en fælles trend i testscoringerne på tværs af klassetrin, hvilket kan afspejle systematiske ændringer i skolekvalitet over tid. Beregningerne viser, at en fælles trend kan skabe et bias, når PISA-scoring bruges som et estimat for skolekvaliteten. Hvis der eksempelvis er en positiv trend i udviklingen, vil PISA-scoring i år 2000 være et undervurderet estimat af skolekvaliteten i år 2000, da 2000-scoring primært afspejler den lave skolekvalitet i de 10 forudgående år. Dette bias elimineres ved at lade PISA-scoring være et estimat for skolekvaliteten 4,5 år tilbage i tid. Dermed opnås ikke et eksakt mål for skolekvaliteten, men i det mindste et mål, hvor der ikke er noget bias som følge af en trend i skolekvaliteten.

Det antages, at PISA-scoring i år t er et vægtet gennemsnit af mængden af opnået læring på hvert klassetrin (for at lette notationen ser vi i det følgende bort fra effekter af input uden for grundskolen):

$$PISA_t = \sum_{k=0}^9 L_{t-9+k,k} = L_{t-9,0} + L_{t-8,1} + \dots + L_{t,9} \quad (A1)$$

Her betegner $L_{t,k} = l_{t-9+k,k} \lambda_{t-9+k,k}$ den opnåede mængde læring $l_{t,k}$ gange læringens vægt $\lambda_{t,k}$ i år t og på klassetrin k . Figur 9 illustrerer PISA-scoring for en enkelt kohorte, der er beregnet som summen af diagonalen i en matrix, hvor rækkerne er klassetrin og søjlerne er år. Eksempelvis er 2015-elevenes læring lig læring fra 0. klasse i 2006, 1. klasse i 2007 og så fremdeles op til 9. klasse i 2015.

Det ideelle mål for skolekvalitet i et år bør imidlertid afspejle summen af den opnåede mængde læring på tværs af kohorter i samme år:

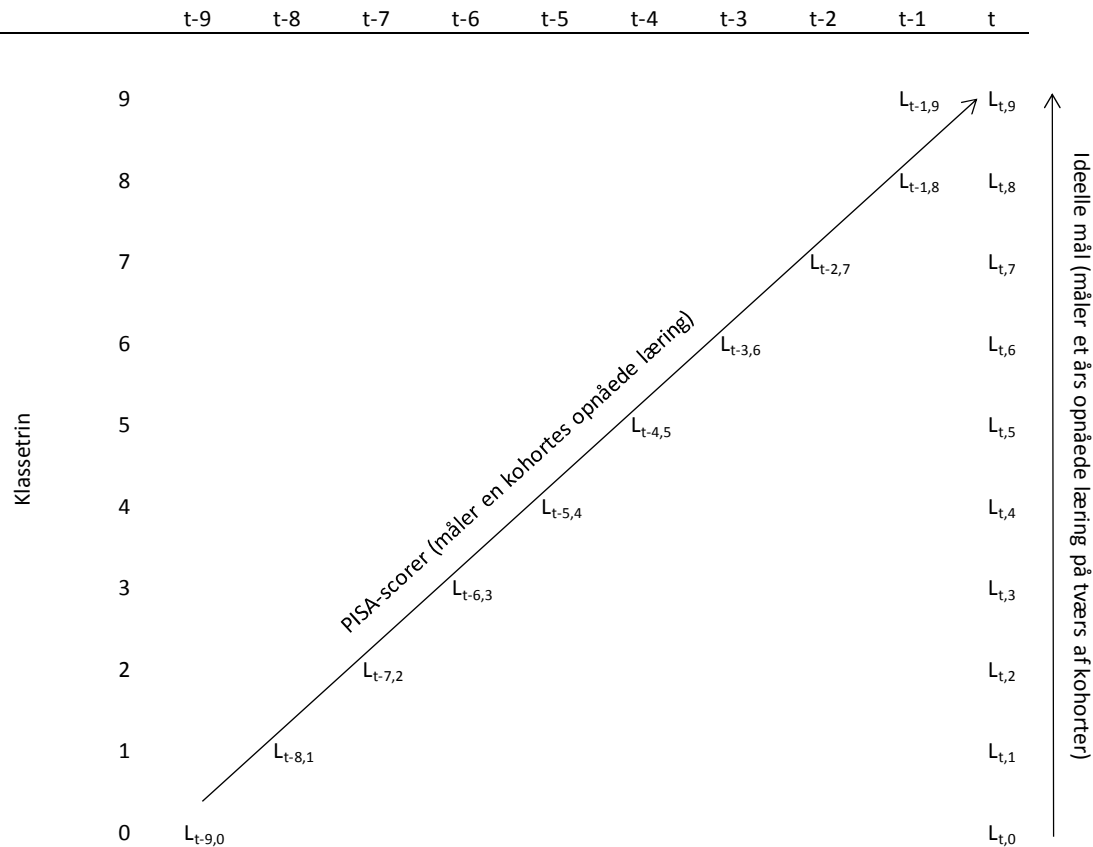
$$ideel_t = \sum_{k=0}^9 L_{t,k}. \quad (A2)$$

I figuren svarer det til en søjle. For at estimere det ideelle mål for kvalitet kunne man i princippet måle på den opnåede læring på hvert klassetrin i et enkelt år. Typisk ville man dog bruge forskellige tests til hvert klassetrin, hvilket giver den udfordring, at

¹² Ca. 85 pct. af eleverne er 9. klasses elever, ca. 15 pct. er 8. klasses elever.

testene skal vejes sammen på tværs af klassetrin. Det vanskeliggør opgaven med at beregne et ideelt mål for kvaliteten af output yderligere.

Figur 9: Illustration af PISA-scorer og det ideelle mål for læring



I fravær af sådanne data hvordan kan vi da bruge PISA-scorer til at give det mest præcise estimat af kvaliteten af output i skolen i et enkelt år?

Antag først, at mængden af læring på et givent klassetrin i et givent år er bestemt ved mængden af læring på samme klassetrin forrige år plus en trend, A , og et tilfældigt og uafhængigt fordelt støjled, $u_{t,k}$:

$$L_{t,k} = L_{t-1,k} + A + u_{t,k}. \quad (A3)$$

Antagelsen om, at $L_{t,k}$ afhænger af $L_{t-1,k}$, bygger på en idé om, at der er en vis inert i uddannelsesinstitutionerne. Tilføjelsen af den fælles trend bygger på en idé om, at der er systematiske, langsigtede ændringer i skolekvaliteten, som er fælles på tværs af klassetrin.

(A3) omskrives til år $t - 9$, og der flyttes lidt rundt:

$$L_{t-9,k} = L_{t-8,k} - A - u_{t-8,k}, \quad (A4)$$

hvilket ved indsættelse af $L_{t-8,k}$ kan omskrives til:

$$L_{t-9,k} = L_{t-7,k} - 2A - u_{t-7,k} - u_{t-8,k}. \quad (A5)$$

Hvis denne rekursive indsættelse fortsættes, fås:

$$\begin{aligned} L_{t-9,k} &= L_{t,k} - 9A - \sum_{j=t-8}^t u_{j,k} \\ L_{t-8,k} &= L_{t,k} - 8A - \sum_{j=t-7}^t u_{j,k} \\ &\dots \\ L_{t-1,k} &= L_{t,k} - A - u_{t,k} \end{aligned} \quad (A6)$$

PISA-scoren i år t kan således skrives som

$$PISA_t = \sum_{k=0}^9 \left(L_{t,k} - \sum_{j=t-8+k}^t u_{j,k} \right) - 45A. \quad (A7)$$

Det første led, $\sum_{k=0}^9 L_{t,k}$, er det ideelle mål for den mængde læring, som er opnået i år t . Det andet led er summen af fejled, som i gennemsnit er antaget at være nul. Det sidste led, $-45A$, er bestemt af den fælles trend i skolekvaliteten (de 45 beregnes som $(9 + 8 + 7 + 6 + 5 + 4 + 3 + 2 + 1)$). Det er et bias, som opstår, fordi en andel af skolekvaliteten på hvert klassetrin bevæger sig i samme retning og fordi PISA-scoren i år t primært er bestemt af skolekvaliteten de ni foregående år, og kun til dels bestemt af skolekvaliteten i år t .

Et bedre estimat for skolekvaliteten i fås ved at forskyde PISA-scoren med fem år, således at PISA-scoren i år t approksimerer skolekvaliteten i $t - 5$. For at nå frem til denne konklusion skal (A6) først omskrives med udgangspunkt i år $t - 5$:

$$\begin{aligned} L_{t-9,k} &= L_{t-5,k} - 4A - \sum_{j=t-8}^{t-5} u_{j,k} \\ L_{t-8,k} &= L_{t-5,k} - 3A - \sum_{j=t-7}^{t-5} u_{j,k} \\ L_{t-6,k} &= L_{t-5,k} - A - u_{t-5,k} \end{aligned} \quad (A8)$$

Ved at flytte lidt rundt kan formlerne i (A6) også omskrives, så de gælder frem i tid fra $t - 5$:

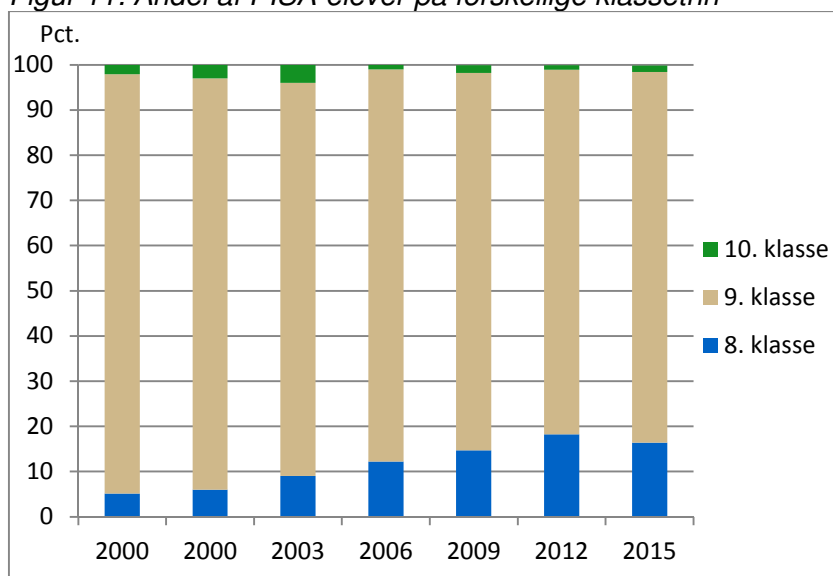
5 Appendiks: Korrektioner af PISA-scoren for ændringer i klassetrin og input

5.1 Korrektion for ændringer i klassetrin

Fra 2000 til 2015 faldt andelen af PISA-elever i 9. klasse fra 93 pct. til 82 pct., jf. Figur 11. Faldet afspejler, at andelen af elever i 8. klasse steg fra 5 pct. til 16 pct. Med andre ord har PISA-eleverne i 2015 altså i gennemsnit fået færre års undervisning end tidligere.¹³

PISA-scoren korrigeres for disse ændringer ved for hvert år at beregne den score, som ville være opnået, hvis sammensætningen af klassetrin havde været det samme som i år 2000. Som ovenfor antages, at et klassetrin svarer til 30 point. Det betyder eksempelvis, at 2015 scoren korrigeres ved at lægge $0,11 \cdot 30$ point = 3,3 point til. Med andre ord er der tale om mindre ændringer, når det sættes i forhold til et helt skoleforløb. Den endelige korrigerede PISA-score vises i næste afsnit.

Figur 11: Andel af PISA-elever på forskellige klassetrin



Kilder: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/idepisa/> tilgået d. 22/8-2018, OECD (2010), OECD (2013) og OECD (2016).

¹³ Dette er under antagelse af, at stigningen i andelen af 8.-klasses elever primært skyldes senere skolestart. Det er muligt, at en del af stigningen skyldes, at der er flere omgængere. I dette tilfælde bør ikke justeres for klassetrin, da en omgængelse i 8. klasse typisk har været indskrevet lige så mange år i skole som en 9.-klasses elev, der ikke er gået om, og er talt med ligeså mange år i statistikken over antal elever, der anvendes til at beregne produktionsmængden. Det har imidlertid ikke været muligt at finde data, som belyser ændringer i skolestartsalderen eller hyppigheden af omgængere over den nævnte periode.

5.2 Korrektion for input uden for grundskolesektoren

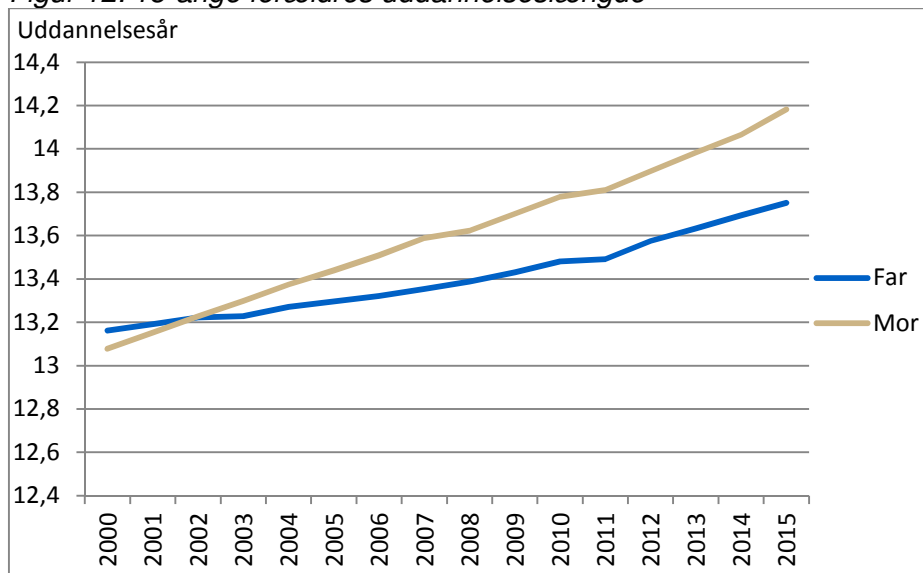
Når produktiviteten i grundskolen beregnes, er det vigtigt kun at medregne den del, som rent faktisk produceres i skolen. I dette afsnit fraregnes effekten af ændringer i input, der ikke kommer fra skolesektoren og som påvirker testscorerne. Beregningen er forbundet med usikkerhed, da den præcise effekt af alle typer af input, der påvirker testscorerne, ikke kendes. Første underafsnit omhandler forældrenes uddannelsesniveau, det andet omhandler elevernes herkomst, det tredje forældrenes indkomst, det fjerde forældrenes alder og det femte daginstitutioner.

Litteraturen peger på, at der videregives ikke ubetydelige kognitive ressourcer fra forældre til børn. Dette kan ske i form af gener eller opvækstvilkår (arv og miljø). Herunder fraregnes ændringer i disse input, som har betydning for børns kognitive egenskaber.

5.2.1 Uddannelsesniveau

Fra 2000 til 2015 steg 15-åriges fædres og mødres uddannelseslængde med hhv. 0,6 år og 1,1 år, *jf. Figur 12*. I dette afsnit konkluderes, at denne stigning har trukket i retning af en stigning på godt 9 point på PISA-skalaen svarende til knap 1/3 års læring. 15 år er valgt, da det er den omtrentlige testalder for PISA-elever. Samtidig ses bort fra indvandrere og efterkommere, da effekten af den øgede andel af disse fraregnes i næste afsnit.

Figur 12: 15-årige forældres uddannelseslængde



Noter: Indvandrere og efterkommere er ikke inkluderet. Uddannelseslængde findes ved at omregne højeste fuldførte uddannelse til antal grundskoleår på følgende vis: Grundskole = 10 år, gymnasiale uddannelser = 13 år, erhvervsfaglige uddannelser = 13 år, korte videregående = 15 år, bachelor = 16 år, mellemlange videregående = 16½ år, lange videregående = 18 år, forskeruddannelser = 21 år.

Kilder: Egne beregninger pba. registerdata.

Først lægges til grund, at en forøgelse i mødrenes uddannelsesniveau på et år resulterer i en stigning i børnenes testscorer på 0,1 standardafvigelser, mens en øgning af fædrenes uddannelsesniveau ikke har nogen effekt. Det gøres på baggrund af tre studier, som på tilfredsstillende vis identificerer en kausal effekt.¹⁴

De tre studier gennemgås i nærmere detaljer om lidt, her er en opsummering af resultaterne: Lundborg m.fl. (2014) finder på svenske data, at et års øget skolegang for mødre øger testscorerne for børn med 0,1 standard afvigelser, mens der ingen effekt er af fædrenes skolegang. Dickson m.fl. (2016) finder, at en forøgelse af en af forældrenes skolegang med et år resulterer i en stigning i kognitive egenskaber på 0,35 standardafvigelser. Carneiro m.fl. (2013) finder på amerikanske data, at mødres uddannelse ikke påvirker hvide børns kognitive egenskaber i 16-års alderen.

Der er altså ikke enighed om størrelsen af effekterne. Som et kompromis vælges resultaterne fra Lundborg m.fl. (2014), idet effekten af mødres uddannelse ligger imellem estimererne fra de to andre studier. Den estimerede effekt af fædres uddannelse er omtrent nul, hvilket flugter konklusionen om, at fædres uddannelse er mindre vigtig, som typisk drages af litteraturen om effekten på børns andre uddannelsesmæssige udkommer (uddannelseslængde, gennemførelsessandsynlighed mv.), jf. Amin m.fl. (2015).

Ved dette valg lægges samtidig mest vægt på Lundborg m.fl. (2014) og Carneiro m.fl. (2013). Førstnævnte studie har den fordel, at det er på svenske data, hvilket formentlig gør det lettere at overføre til danske forhold end de to andre studier på hhv. engelske og amerikanske data. Sidstnævnte studie har den fordel, at det identificerer effekten af en stigning i omfanget af de videregående uddannelser, hvilket er mere relevant i en nyere dansk kontekst, end de to andre studier, som ser på en udvidelse af skolegangen i grundskolen. En ulempe ved sidstnævnte studie er, at identifikationen forekommer mindre troværdig end ved de to andre, hvilket forklares i gennemgangen af de tre studier nedenfor.

Dernæst omregnes stigningen på 0,1 standardafvigelser til ca. 8,6 point på PISA-skalaen eller 0,3 skoleår. Omregningen bygger på en antagelse om, at én standardafvigelse på PISA-skalaen svarer til én standardafvigelse på de skalaer, som anvendes i de tre førnævnte studier af effekten af forældres uddannelse (denne antagelse benyttes som en tommelfingerregel i litteraturen til at regne mellem forskellige testscorer på forskellige skalaer, jf. Caselli (2005)). Ifølge OECD (2016, Table I.4.3. og I.5.3) var standardafvigelsen i PISA-scoren inden for Danmark

¹⁴ En nært beslægtet litteratur identificerer effekten af forældres uddannelsesniveau på børns skole-*outcomes* målt ved andre skole-*outcomes* såsom gennemførelsessandsynlighed og uddannelsesniveau, se oversigten i Dickson m.fl. (2016). Det er ikke muligt, at oversætte disse variable til ændringer i testscorer, så derfor bliver bidragene ikke gennemgået i nærværende notat. Hovedkonklusionen er, at effekten på børns skolegang af mødres uddannelse er positiv og signifikant, mens effekten af fædres uddannelse generelt er mindre (se også Amin m.fl. (2015)). Det bestyrker konklusionen om, at effekten af mødres uddannelse på børns testscorer er positiv.

henholdsvis 87 point for læsning, 81 point for matematik og 90 point for naturvidenskab. Dermed svarer 0,1 standardafvigelser i gennemsnit til 8,6 point på PISA-skalaen. Effekten af en stigning i mødrenes uddannelseslængde på 1,1 år har altså givet anledning til en stigning på godt 9 PISA-point.

Sverige: Lundborg m.fl. (2014)

Lundborg m.fl. (2014) finder på svenske data, at et års øgning af mødres uddannelse giver en stigning på 0,1 standard afvigelser i sønnernes kognitive test målt ved session. Der er ingen signifikant effekt af fædrenes uddannelse. Forfatterne benytter sig af eksogen variation i forældres uddannelse, som opstod sfa. indførslen af skolepligt i Sverige i 1950'erne. De udnytter, at skolepligten blev indfaset på forskellige tidspunkter i forskellige kommuner. I regressionerne kontrolleres for kommune fixed effects samt kommunespecifikke lineære trends. Den identificerende antagelse er, at indfasningstidspunktet er tilfældigt, når der betinges på *fixed effects* og trends. En række robusthedschecks indikerer, at denne antagelse er opfyldt.

England: Dickson m.fl. (2016)

Dickson m.fl. (2016) analyserer en reform, der i 1972 udvidede skolepligten i England, hvilket øgede det gennemsnitlige antal årsskolegang med 0,28 år for både mænd og kvinder. De finder vha. en diff-in-diff tilgang, at reformen har øget børn til påvirkede forældres kognitive evner i 16-års alderen med godt 0,1 standardafvigelser. Med andre ord giver en stigning på et års skolegang for en af forældrene en forøgelse på børns testscorer på 0,35 standardafvigelser. Denne effekt er pr. forælder og lige stor for moren og faren – dvs. hvis begge forældre har været påvirket af reformen, er forøgelsen på 0,2 standardafvigelser. Identifikationen opnås ved at udnytte et diskontinuert hop i forældres antal skoleår, som opstår i forbindelse med indførsel af skolepligten, der kun har omfattet forældre født efter en bestemt dato. En række tests tyder på, at denne identifikationsstrategi er velegnet: Det diskontinuerte hop er således ikke signifikant korreleret med forældrenes socioøkonomiske baggrundsvARIABLE, som f.eks. bedsteforældrenes uddannelsesniveaueu.

USA: Carneiro m.fl. (2013)

Ulempen ved Dickson m.fl. (2016) og Lundborg m.fl. (2014) er, at begge papirer bruger reformer, som primært har øget uddannelseslængden i grundskolen. Den danske stigning i forældrenes uddannelseslængde siden 2000 er primært foregået efter grundskolen, og det er derfor ikke sikkert, at effekten er af samme størrelsesorden.

Carneiro m.fl. (2013) undersøger den kausale effekt af uddannelse efter gymnasietiden og er i den henseende mere relevant for den danske stigning i uddannelseslængden. I

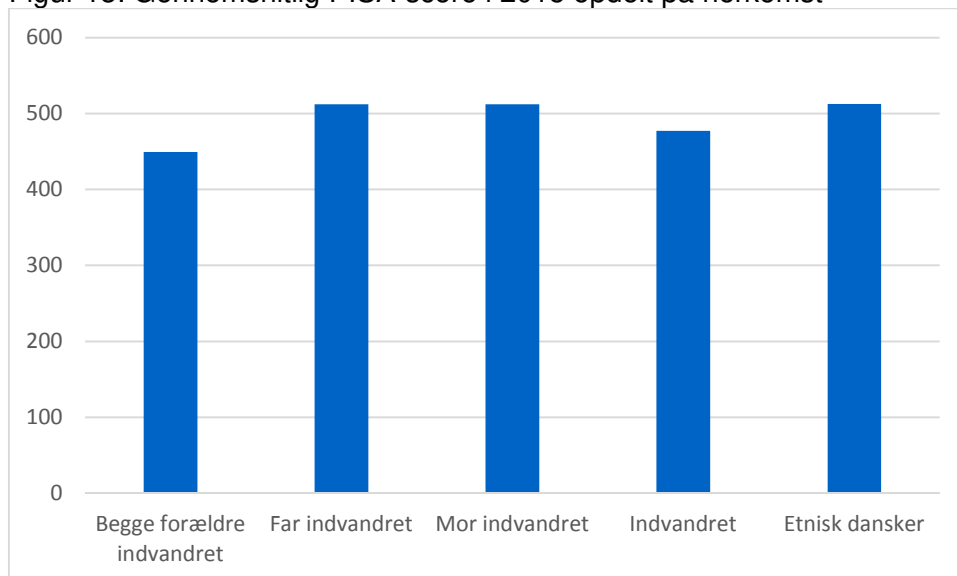
studiet undersøges effekten af mødres uddannelse i USA. Konklusionen er, at der er en positiv effekt på børn af hvide mødres testscorer omkring 7-8 års alderen, men at den bliver insignifikant omkring 12-14 års alderen. For børn af sorte mødre er effekten stærkere og signifikant også omkring de 12-14 år. Givet de relativt store sociale og økonomiske forskelle på hvide og sorte i USA, er det nok resultaterne for hvide børn, som er mest relevante i nærværende, danske sammenhæng.

Identifikationen opnås vha. variation i omkostningerne ved at gå på college i mødrenes opvækstområder. Instrumenterne er gennemsnitlig undervisningsafgift (tuition) i college, afstand til college samt lønninger og arbejdsløshed i lokalområdet. Det er selvfølgelig problematisk, at disse instrumenter umiddelbart ikke forekommer tilfældige ift. andre faktorer (eksempelvis opdragelseskultur, uddannelseskvalitet), som kan påvirke børnenes uddannelses-outcomes. De forsøger at adressere dette ved at inkludere fixed effects på *county*-niveau og at kontrollere for moderens cognitive egenskaber og familiebaggrund. Dette vurderes dog ikke at være en 100 pct. skudsikker strategi, da der f.eks. ikke kontrolleres for *county*-specifikke trends.

5.2.2 Herkomst

Indvandrere og efterkommere har typisk noget lavere PISA-scorer end elever af dansk herkomst, jf. Figur 13. Gennemsnittet af PISA-scoren i naturfag, læsning og matematik er 35 point lavere for indvandrere og 63 point lavere for efterkommere af to indvandrede forældre. For efterkommere med kun en indvandret forælder er PISA-scoren stort set identisk med scoren for elever af dansk herkomst.

Figur 13: Gennemsnitlig PISA-score i 2015 opdelt på herkomst



Noter: Elever i grupperne "begge forældre indvandret", "far indvandret" og "mor indvandret" er selv født i Danmark. Elever i gruppen "indvandret" er født i udlandet, her ses bort fra forældres herkomst. Elever i gruppen "etnisk dansker" er født i Danmark og har to forældre i Danmark.

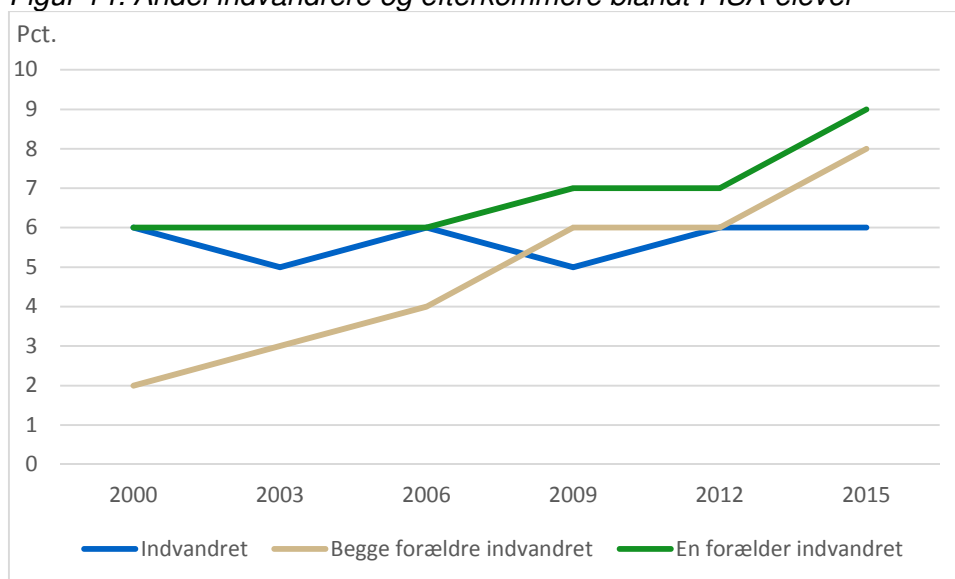
Kilde: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/> tilgået d. 30/8-2018.

Den lavere score for indvandrere og nogle efterkommere kan f.eks. skyldes dårligere opvækstmæssige vilkår, sprog- og kulturbarrierer eller – i nogle indvandreres tilfælde – at de i en del af deres skoletid har gået i skole i et andet land. Da disse forhold foregår uden for den danske grundskolesektor, skal det fald i PISA-scoren, som kan tilskrives en større andel af indvandrere og efterkommere, fraregnes. For at fraregne dette fald anvendes udviklingen i andelen af indvandrere og efterkommere.

Blandt PISA-eleverne er andelen af elever med to indvandrede forældre steget med 6 pct. point fra 2000 til 2015, *jf. Figur 14*. Andelen af indvandrere har ligget nogenlunde konstant på 6 pct.

Hvis en forskel på 63 point lægges til grund, har stigningen på 6 pct. point i andelen af efterkommere med to indvandrede forældre isoleret set medført et fald i PISA-scoren på knap 4 point ($0,06 \times 63$ point). Samme type beregninger foretages på de andre indvandregrupperinger, hvilket samlet set betyder, at ændringen skolekvaliteten korrigeres en smule op, *jf. Figur 3*.

Figur 14: Andel indvandrere og efterkommere blandt PISA-elever



Noter: Elever i grupperne "begge forældre indvandret", "far indvandret" og "mor indvandret" er selv født i Danmark. Elever i gruppen "indvandret" er født i udlandet, her ses bort fra forældres herkomst. Elever i gruppen "etnisk dansker" er født i Danmark og har to forældre i Danmark.

Kilde: <https://nces.ed.gov/surveys/pisa/> tilgået d. 30/8-2018.

5.2.3 Indkomst og formue

Der er typisk en stærk korrelation mellem forældres indkomst og børns uddannelses-outcomes. Denne sammenhæng kan både afspejle arvelighed gennem kanaler såsom

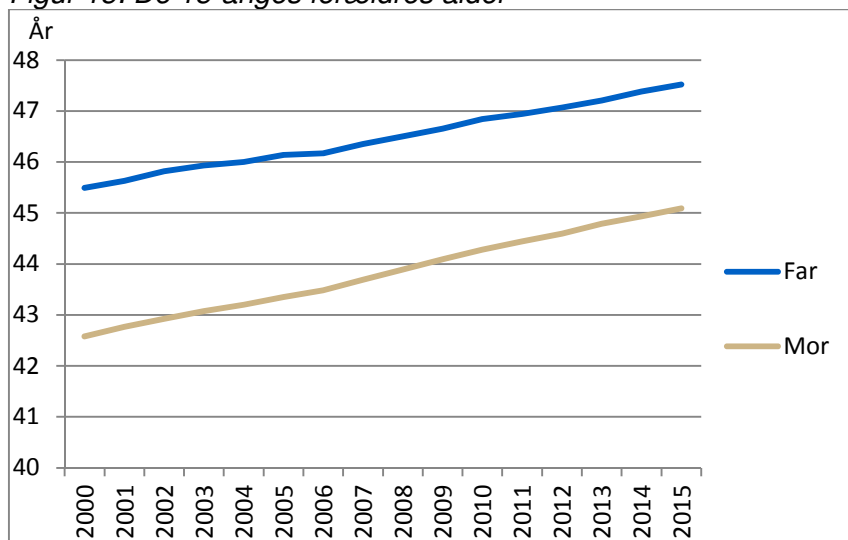
gener og opdragelse og en egentlig kausal effekt af indkomst. Som beskrevet nedenfor er der ikke klart belæg i litteraturen for en positiv, kausal effekt af forældres indkomst på børns kognitive *outcomes*. Derfor tages ikke højde for effekter af den stigning i indkomst, der har fundet sted som følge af den generelle produktivetsstigning i samfundet.

Francesconi og Heckman (2016) og Heckman og Mosse (2014) gennemgår litteraturen og konkluderer, at den kausale effekt af forældres indkomst/formue på børns kognitive *outcomes* er begrænset. Der er godt nok flere studier, som finder en kausal effekt af reformer, der øger rådighedsbeløbet for familier, se f.eks. Black m.fl. (2014) og Dahl og Lochner (2012). Men, som pointeret af Heckman og Mosse (2014), benytter disse sig af reformer af henholdsvis børnepasning og skattesystemet som identifikation. Det er problematisk, idet reformerne kan have påvirket børnenes *outcomes* gennem andre kanaler en rådighedsbeløbet. To nyere studier, Bleakley og Ferrie (2016) og Cesarini m.fl. (2016) benytter sig af tilfældig variation i formuer fra lotterier i henholdsvis USA og Sverige og finder ingen effekt på en række *outcomes*, der afspejler børnenes humankapital senere i livet. Lotterier påvirker kun familiernes formue og er derfor en velegnet kilde til eksogen variation, hvis man ønsker at identificere en ren indkomsteffekt.

5.2.4 Alder

Gennemsnitsalderen for 15-åriges mødre og fædre er steget fra 2000, jf. *Figur 15*. Hvis forældres alder påvirker børns kognitive evner, er det vigtigt at fraregne dette, når værditilvæksten i skolesektoren beregnes.

Figur 15: De 15-åriges forældres alder



Noter: Indvandrere og efterkommere er ikke inkluderet.

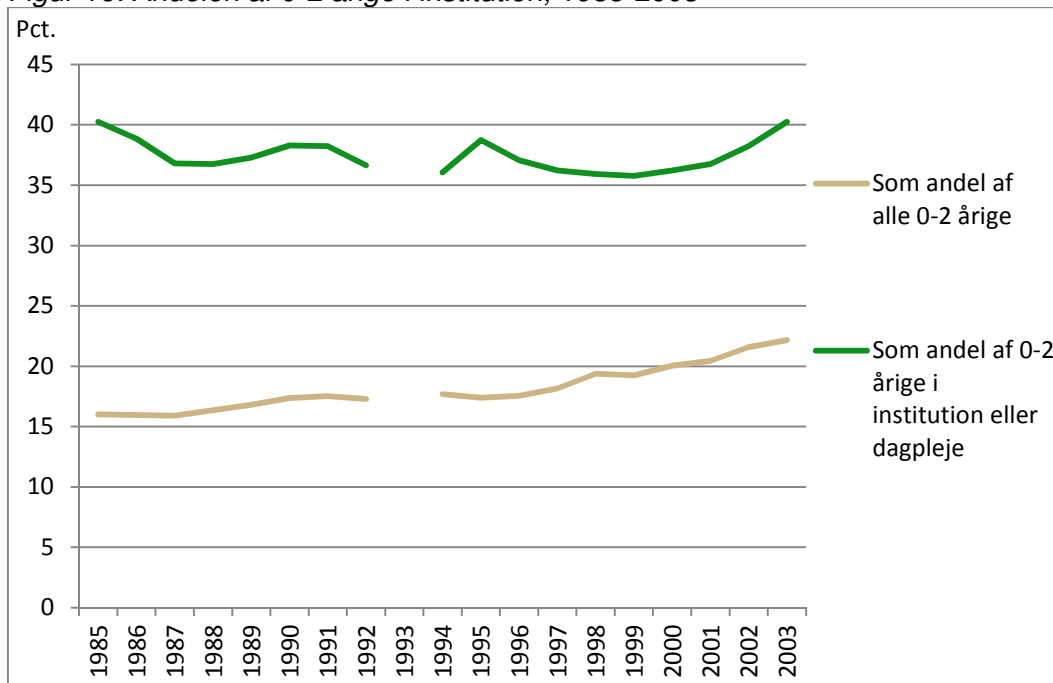
Kilder: Egne beregninger pba. registerdata.

Det er imidlertid ikke muligt ud fra litteraturen at identificere en klar kausal effekt af forældres alder på børns kognitive evner fra litteraturen, hvorfor ændringer i forældres alder ikke fraregnes. For det første har det ikke været muligt at finde studier, som på tilfredsstillende vis identificerer en årsagssammenhæng – formentlig fordi det er en vanskelig opgave at finde tilfældig variation i alderen for nybagte forældre. For det andet bibringer litteraturen ikke entydige konklusioner om korrelationen mellem forældres alder og børns kognitive evner: Saha m.fl. (2009) finder f.eks., at ældre fædre typisk har børn med lavere kognitive egenskaber, mens det omvendte gælder for ældre mødre. Falster m.fl. (2018) finder en ikke-lineær sammenhæng mellem mødres alder og børns kognitive egenskaber – før 30 år er sammenhængen positiv, efter 34 år er den negativ. Eriksen m.fl. (2013) finder for Danmark, at der ikke er nogen statistisk signifikant sammenhæng mellem IQ ved 5-årsalderen og forældrenes alder.

5.2.5 Daginstitutioner

Andelen af 0-2 årige i vuggestue eller aldersintegreret institution, er steget over tid, jf. *Figur 16*. Figuren viser udviklingen i andelen af 0-2-årige fra 1985 til 2003, da det omtrent er i disse år, hvor PISA-generationerne fra 2000-2015 var 0-2 år. Hvis stigningen i andelen har påvirket børnenes indlæring, skal effekten fraregnes, når grundskolens bidrag til PISA-scorer opgøres.

Figur 16: Andelen af 0-2 årige i institution, 1985-2003



Kilder: Forskellige udgaver af Statistisk Årbog samt Statistikbanken.

Noter: Der er databrud og manglende data i 1993, hvor kilden til antal børn i institutioner og dagpleje skifter fra Statistisk Årbog til Statistikbanken.

Litteraturen peger på, at tidlige institutioner har betydning for børns kognitive udvikling. Men det er ikke muligt at drage en entydig konklusion om, hvorvidt effekten af en stigende andel af 0-2-årige i institution eller dagpleje er positiv eller negativ i det danske tilfælde. Derfor korrigeres ikke for ændringer i andelen i institution eller dagpleje.

Havnes og Mogstad (2015) gennemgår litteraturen om effekten af universel, subsidieret børnepasning på børns *outcomes* og konkluderer, at der ikke er nogen konsensus. En af årsagerne til dette er, at effekten afhænger af kvaliteten af den subsidierede børnepasning samt kvaliteten af alternativet. Eksempelvis finder Havnes og Mogstad (2011) i gennemsnit en positiv effekt af indførslen af subsidieret børnepasning i Norge på børnenes *outcomes* senere i livet, såsom uddannelsesniveau og arbejdsmarkedstilknytning. Havnes og Mogstad (2015) dokumenterer imidlertid, at effekten på indkomst senere i livet er lille og insignifikant i gennemsnit. Den insignifikante gennemsnitlige effekt dækker over en positiv signifikant effekt for børn af forældre med lav indkomst og en negativ signifikant effekt for børn af forældre med høj indkomst. Dette kan skyldes, at ressourcestærke forældre øger deres børns humankapital mere end daginstitutionerne, mens det modsatte gælder for ressourcetsvage forældre. Samtidig finder Lefebvre m.fl. (2008) en negativ effekt på test scorer af indførslen af universel, subsidieret børnepasning i Quebec. Det kan skyldes, at der i forvejen eksisterede en række subsidierede pasningsydelser målrettet børn fra svage sociale kår, således at effekten primært berørte dem med stærkere baggrund.

Samlet set peger litteraturen altså på, at kvaliteten af alternativet til det subsidierede dagtilbud er vigtigt for størrelsen af effekten på børns kognitive udvikling (alternativet kan f.eks. være pasning af venner og familie). Samtidig må det forventes, at kvaliteten af dagtilbud spiller en rolle, og den kan selvfølgelig variere over tid og lande. Disse to forhold betyder, at vi ikke kan sige noget om effekten af stigningen i andelen af 0-2-årige i institution eller dagpleje i Danmark.

Datta Gupta og Simonsen (2016) finder, at der i Danmark er en kausal effekt på karakterer i 9. klasse af at gå i institution (vuggestue eller aldersintegreret institution) i 0-2-års alderen fremfor dagpleje. Det understreger konklusionen fra litteraturen om, at kvaliteten af dagtilbud samt alternativet er vigtigt for effekten. Der er imidlertid ikke nogen systematiske langsigtede ændringer i andelen af børn i dagtilbud, der går i institution, jf. Figur 16.¹⁵

¹⁵ Der er et databrud i tidsserien i 1993, hvor der også mangler data. Der er imidlertid ingen hop i tidsserien fra 1992 til 1994, hvilket indikerer, at databrudet ikke har haft afgørende betydning for den målte udvikling.

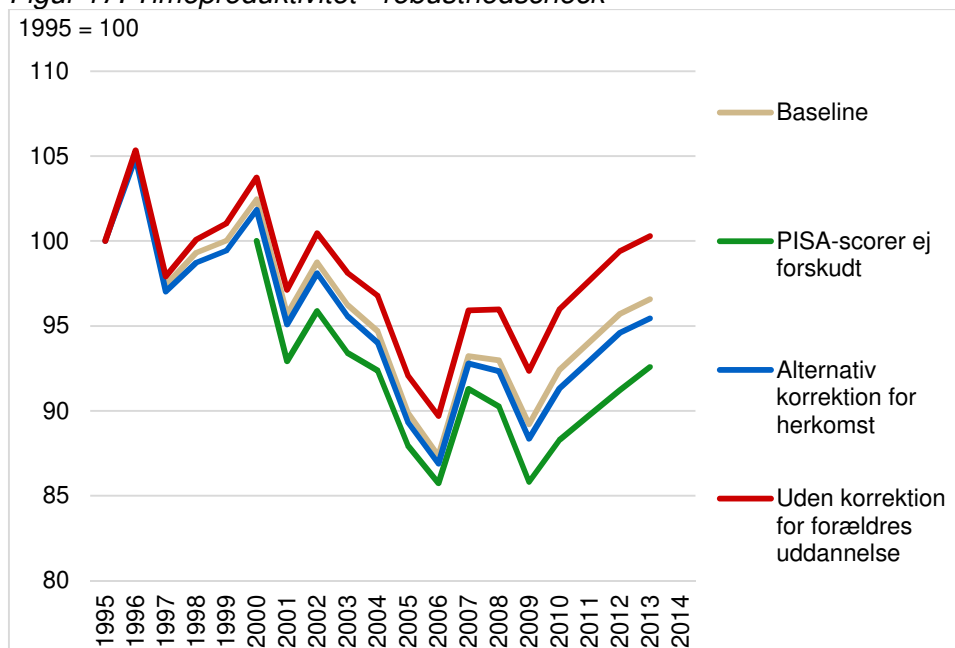
6 Appendiks: Robusthed

6.1 Tidsforskydelse mellem PISA-scorer og kvalitet af output

Som udgangspunkt forskydes PISA-scoren fem år tilbage i tid, idet det antages, at scoren for 9.-klasser i dag bedst måler skolekvaliteten for fem år siden, da dette var i midten af 9. klassernes skoleforløb. Denne antagelse forklares i nærmere detaljer i appendikset.

Det ses, at produktivitetsudviklingen siden 2000 i store træk er ens, hvis man i stedet undlader at forskyde PISA-scorerne, således at PISA-scoren i år 2015 afspejler kvaliteten i 2015. En begrundelse for dette er, at PISA-scoren måler kvaliteten ved slutåret for en produktion af grundskoleelever, umiddelbart før de bringes til anvendelse i det videre skolesystem. Når udviklingen er nogenlunde ens, skyldes det, at det i høj grad er timeinputtet, input af råvarer og antallet af elever, der bestemmer udviklingen og i mindre grad PISA-scorerne, der har ligget relativt konstant.

Figur 17: Timeproduktivitet - robusthedscheck



Noter: Baseline er den kvalitetskorrigerede timeproduktivitet i kædede 2010-priser beregnet, som beskrevet i afsnit 2. Derudover vises timeproduktiviteten relateret til to robusthedscheck: Et, hvor PISA-scorerne anvendes mål for skolekvaliteten i året og ikke for kvaliteten fem år forinden, og et, hvor PISA-scoren korrigeres for ændringer i herkomst ved helt at udelukke indvandrere og efterkommere fra beregningen af den gennemsnitlige score.

Kilder: Se teksten til afsnit 2.

6.2 Herkomst

Grundantagelsen i analysen er, at ændringer i andelen af indvandrere og efterkommere fraregnes ved at anvendes forskellen i PISA-scorer i forskellige herkomstgrupperinger i 2015. Herunder vises, at dette svarer til at antage, at samtlige ændringer i forskellen i PISA-scorer mellem herkomstgrupperinger kan tilskrives forhold grundskolen. Dette kan forekomme som en ekstrem antagelse al den stund, at ændringer i PISA-forskelle også kan skyldes en anden sammensætning af indvandrere og efterkommere med anden familiebaggrund mv. Det viser sig imidlertid, at resultaterne er stort set uændrede, hvis det i stedet antages, at ændringerne i forskellene grupperne imellem udelukkende skyldes forhold uden for grundskolesektoren.

PISA-scoren i år t kan skrives som:

$$\overline{PISA}_t = (1 - \alpha_t)PISA_t + \alpha_t PISA_t^{IE}$$

Idet $PISA_t$ er PISA-scoren etniske danskere, $PISA_t^{IE}$ er PISA-scoren for indvandrere og efterkommere og α_t er andelen af indvandrere og efterkommere. En lille omskrivning giver følgende:

$$\overline{PISA}_t = PISA_t + \alpha_t PISA_t^{DIFF},$$

hvor $PISA_t^{DIFF} = PISA_t^{IE} - PISA_t$

Ændringen i PISA-scoren kan dekomponeres på følgende vis:

$$\begin{aligned} \overline{PISA}_t - \overline{PISA}_{t-1} &= PISA_t - PISA_{t-1} + \alpha_t PISA_t^{DIFF} - \alpha_{t-1} PISA_{t-1}^{DIFF} \\ &= PISA_t - PISA_{t-1} + (\alpha_t - \alpha_{t-1})PISA_t^{DIFF} + \alpha_{t-1}(PISA_t^{DIFF} - PISA_{t-1}^{DIFF}). \end{aligned}$$

Det næstsidste led afspejler ændringer i andelen af indvandrere og efterkommere for en fastholdt PISA-forskel, og det sidste led afspejler ændringer i PISA-forskellen for en fastholdt andel af indvandrere og efterkommere.

Som udgangspunkt antages, at ændringer i PISA-forskellen udelukkende tilskrives ændringer i kvaliteten af grundskolen, hvorfor kun det midterste led fraregnes. Som robusthed antages den anden ekstrem: Nemlig at samtlige ændringer skyldes forhold uden for grundskolen. Det svarer til at fraregne både det midterste og det sidste led. Dermed er kun det første led tilbage, som afspejler ændringer i etniske danskeres PISA-scorer. Med andre ord ses helt bort fra indvandrere og efterkommere. Dette giver en produktivitetsstigning som ligger et pct.point under baseline – med andre ord er konklusionen stort set uændret.

6.3 Uden korrektion for forældres uddannelse

I analysen korrigeres PISA-scoren for påvirkningen fra ændringer i forældres uddannelseslængde. Denne korrektion er forbundet med usikkerhed, da der er usikkerhed forbundet med fastlæggelsen af effekten af forældres uddannelse på børns test scorere. Derfor foretages et robusthedscheck, hvor der helt ses bort fra korrektionen. Dette giver anledning til en mere positiv udvikling i produktiviteten. Det ændrer dog ikke ved hovedkonklusionen om, at produktiviteten i grundskolen har været stort set konstant fra 1995 til 2013.

7 Referencer

Amin, V., Lundborg, P., & Rooth, D. O. (2015). The intergenerational transmission of schooling: Are mothers really less important than fathers?. *Economics of Education Review*, 47, 100-117.

Black, S. E., Devereux, P. J., Løken, K. V., og Salvanes, K. G. (2014). Care or cash? The effect of child care subsidies on student performance. *Review of Economics and Statistics*, 96(5), 824-837.

Bleakley, H., og Ferrie, J. (2016). Shocking behavior: Random wealth in antebellum Georgia and human capital across generations. *The quarterly journal of economics*, 131(3), 1455-1495.

Carneiro, P., Meghir, C., & Parey, M. (2013). Maternal education, home environments, and the development of children and adolescents. *Journal of the European Economic Association*, 11 (suppl_1), 123-160.

Caselli, F. (2005). Accounting for cross-country income differences. *Handbook of economic growth*, 1, 679-741.

Cesarini, D., Lindqvist, E., Östling, R., & Wallace, B. (2016). Wealth, health, and child development: Evidence from administrative data on Swedish lottery players. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 687-738.

Dahl, G. B., og Lochner, L. (2012). The impact of family income on child achievement: Evidence from the earned income tax credit. *American Economic Review*, 102(5), 1927-56.

Danmarks Statistik (ikke angivet): Kædede værdier – beregning af vækstbidrag og aggregerede serier. Notatet er hentet på <https://www.dst.dk/~media/Kontorer/06-Nationalregnskab/kaededevaerdier-pdf.pdf> d. 13/9-2018.

Danmarks Statistik (2014): Offentlig produktion og produktivitet 2015-2012.

Dickson, M., Gregg, P., & Robinson, H. (2016). Early, late or never? When does parental education impact child outcomes? *The Economic Journal*, 126(596), F184-F231.

Egelund, N., C. P. Nielsen, B. S. Rangvid: PISA Etnisk 2009 – etniske og danske unges resultater i PISA 2009. AKF.

Eriksen, H. L. F., Kesmodel, U. S., Underbjerg, M., Kilburn, T. R., Bertrand, J., & Mortensen, E. L. (2013). Predictors of intelligence at the age of 5: family, pregnancy and birth characteristics, postnatal influences, and postnatal growth. *PloS one*, 8(11), e79200.

Falster, K., Hanly, M., Banks, E., Lynch, J., Chambers, G., Brownell, M., Eadres, S. og Jorm, L. (2018). Maternal age and offspring developmental vulnerability at age five: A population-based cohort study of Australian children. *PLoS medicine*, 15(4), e1002558.

Francesconi, M., & Heckman, J. J. (2016). Symposium on Child Development and Parental Investment: Introduction.

Gupta, N. D., & Simonsen, M. (2016). Academic performance and type of early childhood care. *Economics of Education Review*, 53, 217-229.

Havnes, T., & Mogstad, M. (2011). No child left behind: Subsidized child care and children's long-run outcomes. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 97-129.

Havnes, T., & Mogstad, M. (2015). Is universal child care leveling the playing field? *Journal of Public Economics*, 127, 100-114.

Heckman, J. J., & Mosso, S. (2014). The economics of human development and social mobility. *Annu. Rev. Econ.*, 6(1), 689-733.

KORA (2017). PISA Etnisk 2015 – Hvordan elever med indvandrerbaggrund klarer sig i PISA-testen og deres holdninger og forventninger til naturvidenskab.

Lefebvre, P., & Merrigan, P. (2008). Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: A natural experiment from Canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3), 519-548.

Lundborg, P., Nilsson, A., & Rooth, D. O. (2014). Parental education and offspring outcomes: evidence from the Swedish compulsory School Reform. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(1), 253-78.

Mejding, J., K. Neubert og Larsen, R. (2017): PIRLS 2016 – Rapport. Aarhus Universitetsforlag.

Lindenskov, L., H. Sørensen og N. Egelund (2017): PISA 2015 – Problemløsning i samarbejde. VIVE – Viden til Velfærd, Det Nationale Forsknings- og Analysecenter for Velfærd.

OECD (2016). PISA 2015 Results. Vol. 1: Excellence and Equity in Education PISA. Paris: OECD Publishing.

Saha, S., Barnett, A. G., Foldi, C., Burne, T. H., Eyles, D. W., Buka, S. L., & McGrath, J. J. (2009). Advanced paternal age is associated with impaired neurocognitive outcomes during infancy and childhood. PLoS medicine, 6(3), e1000040.

Undervisningsministeriet (1997): Folkeskolen i tal – planlægningstal skoleåret 1995/96-

Undervisningsministeriet (2005): Tal der taler 2005.

Undervisningsministeriet (2007): Tal der taler 2007.

Undervisningsministeriet (2009): Tal der taler 2009.