

Tilburg University

Fiscale prikkels en onderwijsparticipatie

Nelissen, J.H.M.; Stancanelli, E.G.F.

Published in:
Maandschrift Economie

Publication date:
1997

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

Citation for published version (APA):
Nelissen, J. H. M., & Stancanelli, E. G. F. (1997). Fiscale prikkels en onderwijsparticipatie. *Maandschrift Economie*, 61(3), 214-223.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Fiscale prikkels en onderwijsparticipatie

J.H.M. NELISSEN EN E.G.F. STANCANELLI*

1 Inleiding

Veelal wordt aangenomen dat hogere (marginale) belasting- en premietarieven de accumulatie van menselijk kapitaal belemmeren en op deze wijze een rem zijn op toekomstige economische groei. Dit argument komt bijvoorbeeld naar voren in de discussie rondom het basisinkomen; zie Bovenberg en van der Ploeg (1995). In dit artikel gaan we na of en in welke mate belastingheffing in Nederland de prikkel tot scholing wegneemt. Daartoe onderzoeken we de determinanten van de onderwijsparticipatie bij personen die de leerplichtige leeftijd voorbij zijn. Hierbij gaan we uit van de human capital theorie. Veranderingen in de belasting- en premiedruk beïnvloeden hierin de onderwijsparticipatie via hun effect op de verwachte kosten en opbrengsten. De opbouw van het artikel is als volgt. Eerst gaan we nader in op het verband tussen belastingheffing en de onderwijsparticipatie zoals die in de (voornamelijk theoretische) literatuur naar voren komt. Vervolgens gaan we in op het model en de daarbij gebruikte data, waarna de schattingsresultaten en de daarbij behorende conclusies volgen.

2 Belastingen en onderwijsparticipatie

Recent onderzoek van Trostel (1993) suggereert dat er een negatief effect uitgaat van belastingheffing op investeringen in menselijk kapitaal. Uitgangspunt hierbij is dat jongeren zich bij de beslissing wel of niet een opleiding te (blijven) volgen, baseren op een afweging tussen de verwachte opbrengsten van de additionele scholing enerzijds en de opportu-niteitskosten anderzijds. Hogere belastingen verlagen zowel de toekomstige opbrengsten als de opportu-niteitskosten. Lagere verwachte toekomstige inkomsten verlagen uiteraard de kans dat men (verder) investeert in opleiding, terwijl lagere oppor-tu-niteitskosten de vraag naar scholing doen toenemen. Per saldo is het effect van belastingen op onderwijsparticipatie dus onbepaald. Hierbij dient men te bedenken dat er onzekerheid bestaat ten aanzien van de toekomstige inkomsten, zodat ook de mate van risico-aversie een rol speelt. Trostel beargumenteert nu dat de verwachte toekomstige inkomsten sterker dalen dan de opportu-niteitskosten. Dit op basis van de assumptie dat bepaalde investeringen in de vorming van het menselijk kapitaal (die dus een element van de opportu-niteitskosten zijn) onbelast zijn. Te denken valt hierbij aan bijvoorbeeld vrije tijd. Dit impliceert dat belastingen slechts in beperkte mate op de opportu-niteitskosten drukken, terwijl het toekomstig inkomen niet ontzien wordt. Het resultaat van de afweging is dan dat belastingheffing de vraag naar scholing belemmert. Deze conclu-

* Beide auteurs zijn verbonden aan de vakgroep Sociale Zekerheidswetenschappen van de Katholieke Universiteit Brabant. Het onderzoek werd mede mogelijk gemaakt door een bijdrage van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (Tisser). Zij danken het CBS voor de beschikbaar gestelde data.

sie wordt echter niet onderschreven door bijvoorbeeld Heckman (1976), die laat zien dat een hogere belastingvoet investeringen in menselijk kapitaal kan bevorderen. Dit is een gevolg van de resulterende verlaging van de rentevoet en daarmee van de kosten van het lenen van geld. Dit leidt er dan toe dat menselijk kapitaal relatief goedkoper wordt in vergelijking met fysiek kapitaal, hetgeen de arbeidsvraag relatief doet toenemen. Ook Eaton en Rosen (1980) vinden dat onder de aanname van onzekerheid en een bepaalde mate van risico-aversie, belastingen positief op de onderwijsparticipatie kunnen doorwerken.

Empirische studies die belastingen expliciet modelleren zijn voorzover ons bekend niet beschikbaar. Uiteraard zijn deze wel aanwezig voor wat betreft het effect van verwachte opbrengsten en verwachte (opportunitieits)kosten. Buitenlandse analyses op basis van tijdreeksen vinden dat opportunitieitskosten in het algemeen een significant negatieve invloed hebben en verwachte opbrengsten significant positief zijn; zie bijv. Mattila (1982), Mincer (1991 en 1994) voor de VS en Pissarides (1981 en 1982) voor Engeland. Analoge conclusies vinden we voor Nederland bij Huijsman Kloek, Kodde en Ritzen (1986), die zich beperken tot het hoger onderwijs. Hartog, Pfann en Ridder (1989) vinden echter op basis van micro data geen significant effect van het verwacht toekomstig inkomen op schoolkeuzes van jongeren. Als mogelijke oorzaak hiervoor wordt genoemd de wijze waarop dat toekomstig inkomen door hen geïmplementeerd is. Oosterbeek en Webbink (1995) vinden op basis van een andere dataset en een andere implementatie van toekomstig inkomen wel een significant verband voor de vraag naar hoger onderwijs.

3 Model en data

Zoals gezegd vertrekken we vanuit de human capital theorie. Hierin wordt de keuze om wel of niet in onderwijs te investeren (mede) bepaald door de verwachte opbrengstvoet van deze onderwijsinvestering. De verwachte opbrengsten resulteren uit een vergelijking tussen de toename van het verwacht toekomstig inkomen en de opportunitieitskosten van de onderwijsdeelname. Onderwijsparticipatie kan daarom gezien worden als een functie van onder meer het toekomstig inkomen en het inkomen dat opgegeven wordt. Aangezien tijdreeksen voor het loon naar opleidingsniveau niet beschikbaar zijn, hebben we ervoor geopteerd deze te benaderen met respectievelijk het gemiddeld inkomen (GEMINK) en het minimuminkomen (MININK). Hoewel het in de theorie gaat om verwacht toekomstig inkomen, gebruiken we desondanks het gemiddeld inkomen in het lopende jaar. Ter verdediging hiervan kan genoemd worden, dat het loon van jongeren met een lagere of middelbare schoolopleiding in redelijke mate gerelateerd is aan de ontwikkeling van het minimumloon. Op dezelfde wijze kan het gemiddelde loon als een indicator van de toekomstige verdienmogelijkheden gezien worden. De belasting- en premiedruk voor deze twee inkomens elk (GEMTAX en MINTAX) zijn berekend op basis van de geldende belastingregels. Hierbij is gebruik gemaakt van Krapels en van Ravenstein (1987). Op deze wijze kunnen we de invloed van het inkomen scheiden van het effect dat de belastingvoet veroorzaakt.¹

Verder nemen we in navolging van eerdergenoemde auteurs het werkloosheidspercentage (UN) op. Een hogere werkloosheid kan de opportuniteitskosten doen dalen, in het bijzonder wanneer vooral lager opgeleiden door de werkloosheid getroffen worden. Verder kan het werkloosheidspercentage een aanduiding zijn voor de mate van onzekerheid in de economie. Niet opgenomen is het effect van de hoogte van college- en inschrijfgelden en de hoogte van de studiebeurs. Enerzijds is het moeilijk deze te bepalen voor de verschillende te schatten groepen en anderzijds blijkt uit eerder onderzoek dat de resulterende elasticiteiten bijzonder klein zijn.² De te verklaren variabele is de onderwijsparticipatie per 1000 individuen in de betreffende leeftijdsgroep.

Gezien de ontwikkeling van de participatie, lijkt een (log)lineaire specificatie het meest voor de hand te liggen. Hierbij corrigeren we voor (mogelijke) autocorrelatie van de eerste orde. De functionele vorm is gekozen op basis van de fit, aangezien de theorie geen uitsluitel hieromtrent geeft. Op basis hiervan is gekozen voor een logaritmische specificatie, waarbij de verklarende variabelen gerepresenteerd worden via moving averages van orde twee.

Aangezien het onderwijs tot de leeftijd van 17 jaar verplicht is, richten we ons op de participatie van 17- tot 25-jarigen. Macrodata hiervoor zijn (met uitzondering voor universitaire studenten in het begin van de jaren zeventig) jaarlijks beschikbaar vanaf 1967. De schattingsperiode is daarom 1967-1992. In die periode zien we een min of meer geleidelijke toename van de onderwijsparticipatie voor de verschillende leeftijdsgroepen. Alleen eind jaren zeventig en begin jaren tachtig zien we een relatieve stagnatie. Kijken we naar de verschillende schooltypen dan zien we wel aanzienlijke veranderingen. Deels uiteraard als gevolg van de Mammoetwet, deels als gevolg van een verandering in voorkeuren. Het eerste is opgelost door het algemeen vormend onderwijs (mavo, havo en vwo) tesamen te analyseren. Het tweede betreft een afname van de vraag naar lager beroepsonderwijs, hetgeen gecompenseerd wordt door een toename van het algemeen vormend onderwijs. Dit speelt slechts in zeer beperkte mate een rol in onze analyse, aangezien we ons enkel richten op 17-jarigen en ouderen, en voornoemde reallocatie voornamelijk speelt bij 12- tot 16-jarigen. Een en ander is echter in lijn met de algemene trend om een steeds hoger opleidingsniveau te willen bereiken, zoals we die overal in de westerse wereld zien.

4 Resultaten

Om te beginnen is eerst getoetst of belastingen überhaupt in de te schatten vergelijking opgenomen dienen te worden en dus een direct effect vertegenwoordigen. Daartoe voeren we een loglikelihoodratio-test uit op de specificaties met en zonder belastingen. Het blijkt dan dat op de 17-jarige mannen na, voor geen enkele leeftijd of onderwijsgroep, opname van belastingen tot significant betere schattingsresultaten leidt. Dit

- 1 Idealiter zou men de belastingdruk - evenals het verwacht toekomstig inkomen - willen differentiëren naar opleidingstype. De data laten dat echter niet toe. Echter, uit diverse studies blijkt dat de effectieve belastingdruk als gevolg van het bestaan van aftrekposten niet sterk verschilt naar opleidingstype.
- 2 Zie Oosterbeek en Webbink (1995) en Huijsman, et al. (1986).

impliceert dat er geen direct effect uitgaat van belastingen op de schoolparticipatie. Dat betekent echter niet dat belastingen er niet toe doen. Er is enkel geen direct effect. Er kan sprake zijn van een indirect effect van de beïnvloeding van de netto opbrengsten uit arbeid. Dit bekijken we nu aan de hand van de Tabellen 1, 2 en 3. Tabel 1 toont de schattingsresultaten voor de 17- tot en met 25-jarige mannen en vrouwen, ongeacht opleidingsnivo. MININK en GEMINK hebben (uiteraard) betrekking op de netto lonen. Het blijkt dat de economische variabelen in het algemeen het verwachte teken hebben. Als dat niet het geval is, is de coëfficiënt niet significant. Op jongere leeftijden spelen - zoals te verwachten valt - economische factoren een minder belangrijke rol. De meeste 17-jarigen zitten al langer op het schooltype dat ze op dat moment bezoeken, zodat de keuze om al of niet verder te studeren op oudere leeftijd gemaakt wordt. Ook voor mannen van 24 en 25 jaar oud zien we slechts een beperkte invloed van de economische variabelen uitgaan. Men bedenke echter, dat het hier om zeer kleine aantallen gaat. Bij vrouwen speelt dit echter niet. Dat is echter in lijn met de bevinding dat de elasticiteiten van de verschillende economische variabelen aanmerkelijk groter zijn voor vrouwen in vergelijking met mannen. Het verwacht toekomstig inkomen (GEMINK) heeft een positief effect voor zowel mannen als vrouwen. Met uitzondering van de 25-jarige mannen, is de coëfficiënt steeds significant op het 1%-nivo. De coëfficiënt voor vrouwen is steeds ongeveer anderhalf maal die voor de mannen. Ook MININK heeft in het algemeen het juiste teken. Enkel 17-jarigen en de personen vanaf 24 jaar laten geen significante invloed zien. In absolute termen is het effect geringer dan dat van GEMINK. De elasticiteit bedraagt ongeveer -1.0 voor mannen en -1.8 voor vrouwen.

Een en ander impliceert, dat belastingen wel degelijk de onderwijsparticipatie beïnvloeden. Een belastingtoename zal in het algemeen (tenzij die sterk regressief van aard is) leiden tot een verlaging van de mate van participatie in het onderwijs. Immers, het netto effect via GEMINK en MININK is negatief daar de elasticiteit voor GEMINK in absolute termen gemiddeld twee maal zo groot is als die voor MININK. Of het verschil der coëfficiënten (in absolute waarden) wel significant verschilt van nul (en daarmee implicerend dat in ieder geval niet-regressieve belastingen een significant effect hebben) is getoetst met behulp van de t-ratio toets en de likelihood-ratio toets. De laatste toets is uitgevoerd via vergelijking met additionele schattingen waarbij het verschil tussen GEMINK en MININK als extra verklarende variable is opgenomen. De toetsresultaten zijn opgenomen in de laatste twee kolommen van Tabel 1. Beide toetsen leiden tot min of meer overeenkomstige resultaten. In het algemeen kan niet geconcludeerd worden dat de som der coëfficiënten nul is. Alleen 19-jarige vrouwen en 25-jarige mannen vormen een uitzondering. Voor alle andere leeftijden en ook voor alle leeftijden bij de vrouwen, vinden we een zeer significant van nul verschillende uitkomst op basis van de likelihood-ratio toets. Op basis van de t-ratio toets vinden we voor 19-jarige mannen en 21-jarige vrouwen slechts een significant verschil op 10%-nivo, terwijl voor 18-, 19-, 20- en 25-jarige vrouwen geen significant verschil wordt gevonden. Dit betekent dat belastingen in het algemeen een significant negatieve invloed hebben, doch met dien verstande dat er enige twijfel bestaat ten aanzien van jongere vrouwen.

TABEL 1 Schattingsresultaten voor mannen en vrouwen ongeacht schooltype.
Tussen haakjes t-waarden (m.u.v. laatste kolom; hier likelihood-ratio test statistic).

	GEMINK	MININK	UN	AR	CT	t-test	Lik. Ratio
M17	0.793 (4.63)	0.027 (0.11)	0.160 (7.99)	0.690 (4.62)	-2.066 (-1.16)	0.77 (1.93)	53.10 (13.04)
M18	1.371 (10.55)	-0.737 (-4.13)	0.194 (12.99)	0.304 (1.43)	-0.760 (-0.56)	0.64 (2.29)	52.44 (9.04)
M19	1.799 (12.00)	-1.181 (-5.51)	0.190 (10.89)	0.457 (2.49)	-1.025 (-0.65)	0.62 (1.88)	53.66 (6.60)
M20	2.178 (12.48)	-1.283 (-5.17)	0.181 (8.89)	0.439 (2.29)	-4.124 (-2.26)	0.90 (2.31)	47.27 (11.24)
M21	2.484 (11.42)	-1.362 (-4.29)	0.161 (6.31)	0.528 (2.51)	-6.700 (-2.93)	1.12 (2.29)	43.95 (11.58)
M22	2.353 (10.42)	-1.215 (-3.67)	0.150 (5.67)	0.543 (2.35)	-7.035 (-2.96)	1.14 (2.24)	42.83 (12.74)
M23	2.157 (8.72)	-0.844 (-2.32)	0.124 (4.29)	0.557 (2.50)	-8.888 (-3.42)	1.31 (2.34)	39.63 (15.48)
M24	1.059 (4.01)	0.043 (0.11)	0.109 (3.54)	0.457 (1.74)	-6.642 (-2.40)	1.10 (1.86)	38.30 (10.18)
M25	0.260 (0.55)	0.903 (1.27)	0.038 (0.70)	0.708 (4.79)	-7.129 (-1.47)	1.16 (1.05)	33.90 (4.00)
V17	1.222 (8.39)	0.178 (0.95)	0.310 (19.33)	-0.033 (-0.14)	-8.255 (-5.63)	1.40 (4.67)	36.17 (23.02)
V18	2.237 (5.90)	-0.993 (-1.95)	0.329 (7.78)	0.944 (17.82)	-7.535 (-2.22)	1.24 (1.49)	43.69 (8.58)
V19	2.872 (5.68)	-1.807 (-2.69)	0.336 (5.99)	0.951 (18.40)	-6.417 (-1.43)	1.07 (0.97)	41.48 (-0.30)
V20	3.415 (7.15)	-1.886 (-2.98)	0.300 (5.67)	0.953 (18.67)	-11.468 (-2.71)	1.03 (0.49)	39.09 (7.36)
V21	3.605 (7.07)	-1.503 (-2.25)	0.294 (5.22)	0.960 (20.31)	-17.510 (-3.91)	2.10 (1.91)	33.92 (15.08)
V22	3.548 (6.08)	-0.877 (-1.13)	0.305 (4.72)	0.950 (17.02)	-23.397 (-4.51)	2.67 (2.10)	29.01 (17.74)
V23	4.484 (8.17)	-1.787 (-2.19)	0.345 (5.47)	0.844 (6.98)	-24.415 (-4.52)	2.70 (2.11)	28.39 (14.86)
V24	3.463 (6.25)	-0.895 (-1.08)	0.340 (5.34)	0.839 (6.22)	-23.07 (-4.22)	2.57 (1.99)	28.12 (14.62)
V25	2.963 (5.13)	-0.797 (-0.91)	0.329 (4.87)	0.718 (4.68)	-19.24 (-3.22)	2.13 (1.58)	27.91 (6.50)

Om een idee te krijgen van de omvang van het effect, geeft Tabel 4 enige tentatieve aanduidingen. Hier nemen we aan dat de belastingdruk een derde bedraagt, voor zowel MININK als GEMINK. Een verhoging van de belastingen met een procentpunt leidt dan tot de effecten als weergegeven in Tabel 4. We zien dat bij jonge mannen de participatie dan met ongeveer 0.2% daalt, voor 21-jarigen is dat 0.4% en voor de ouderen ook ongeveer 0.4%. Bij vrouwen zijn de effecten beduidend groter, nl. -0.4%, -0.7% en -0.9%, respectievelijk.

Tot slot zij opgemerkt dat de werkloosheidsvariabele het verwachte teken heeft en vrijwel steeds significant is. Hogere werkloosheid leidt tot een hogere onderwijsparticipatie. Hierbij is het effect bij vrouwen weer groter dan bij mannen. Dat de onderwijsparticipatie bij vrouwen gevoeliger is voor economische ontwikkelingen dan bij mannen valt mogelijkwijze deels te verklaren uit de lagere participatiegraad van vrouwen.

TABEL 2 Schattingsresultaten voor mannen en vrouwen op universitair nivo. Tussen haakjes t-waarden (m.u.v. laatste kolom; hier likelihood-ratio test statistic).

	GEMINK	MININK	UN	AR	CT	t-test	Lik. Ratio
UNIM1	1.442 (6.71)	-1.521 (-5.21)	-0.029 (-1.18)	0.263 (1.17)	3.897 (1.75)	-0.08 (-0.17)	44.92 (-1.86)
UNIM2	1.390 (11.45)	-0.830 (-4.86)	0.020 (1.42)	0.399 (12.05)	-1.657 (-1.31)	0.56 (2.07)	54.83 (11.72)
UNIM3	1.339 (6.58)	-0.792 (-2.56)	0.032 (1.37)	0.771 (6.35)	-1.527 (-0.74)	0.55 (1.15)	53.47 (8.24)
UNIV1	4.134 (16.79)	-2.971 (-8.78)	0.279 (9.87)	0.315 (1.36)	-10.311 (-4.03)	1.16 (2.19)	34.34 (12.98)
UNIV2	3.676 (8.83)	-1.814 (-3.08)	0.272 (5.78)	0.907 (10.94)	-16.305 (-4.18)	1.86 (4.65)	37.20 (14.38)
UNIV3	3.417 (7.75)	-1.442 (-2.15)	0.303 (5.92)	0.784 (5.34)	-17.657 (-3.95)	1.98 (1.90)	33.46 (11.86)

Voor de verschillende opleidingstypen zijn de resultaten weergegeven in Tabel 2 en 3. Tabel 2 geeft de resultaten voor de participatie in universiteiten (aangeduid met de beginletters UNI) en Tabel 3 het hoger en middelbaar beroepsonderwijs (HBO en MBO). Hier werken we met meer geaggregeerde leeftijdsgroepen. UNIM1 heeft betrekking op 17-, 18- en 19-jarige mannelijke studenten aan universiteiten, UNIM2 op 20-, 21- en 22-jarige mannen en UNIM3 op 23-, 24- en 25-jarigen. De overige categorieën zijn analoog gedefinieerd. Voor de universitaire studenten geldt dat de middelste groep bij de mannen een relatief lage invloed van de economische variabelen laat zien. In vergelijking met de totale groep in die leeftijden (zie Tabel 1) bedraagt de elasticiteit slechts de helft. Bij vrouwen ligt dat enigszins anders. GEMINK heeft een relatief grote invloed in de jongste groep en MININK in de middelste. De

t-ratio toets leidt tot insignificante verschillen voor mannen in de jongste en oudste groep. De likelihood-ratio toets vindt enkel voor de jongste categorie mannen geen significant verschil. Bij de vrouwen komen beide toetsen tot een eensluidende conclusie: er is sprake van significante verschillen. Al met al vinden we echter dat de invloed van belastingen onder universitaire studenten kleiner is dan het algemeen gemiddelde. Dat zien we ook in Tabel 4. Bij de mannen zien we voor de jongste groep nauwelijks een effect, terwijl voor de twee oudere groepen geldt dat, onder de genoemde assumpties, een toename van de belastingen met één procent leidt tot een vermindering van de participatie met 0.2%. Bij vrouwen gaat het kleinere effect enkel op voor de twee oudste groepen. Het effect is ongeveer 0.1% kleiner in vergelijking met het algemeen gemiddelde.

TABEL 3 Schattingsresultaten voor mannen en vrouwen in het beroepsonderwijs. Tussen haakjes t-waarden (m.u.v. laatste kolom; hier likelihood-ratio test statistic).

	GEMINK	MININK	UN	AR	CT	t-test	Lik. Ratio
HBOM1	0.031 (0.07)	0.508 (0.76)	0.012 (0.23)	0.874 (8.93)	-1.371 (-0.31)	0.54 (0.51)	40.45 (0.90)
HBOM2	2.421 (11.37)	-0.693 (-2.19)	0.133 (5.33)	0.592 (2.76)	-13.494 (-6.03)	1.73 (3.53)	38.50 (26.68)
HBOM3	2.836 (6.44)	-0.066 (-0.10)	0.233 (4.52)	0.718 (3.91)	-24.920 (-5.47)	2.77 (2.69)	27.13 (21.08)
HBOV1	1.416 (3.06)	-0.394 (-0.56)	0.110 (2.05)	0.810 (5.79)	-6.699 (-1.44)	1.02 (0.94)	35.09 (7.64)
HBOV2	3.633 (8.98)	-1.138 (-1.85)	0.281 (6.00)	0.789 (4.90)	-22.021 (-5.38)	2.50 (2.63)	30.36 (22.48)
HBOV3	3.948 (5.42)	-0.310 (-0.29)	0.409 (4.91)	0.869 (8.44)	-34.832 (-4.94)	3.64 (2.17)	21.07 (17.34)
MBOM1	3.554 (8.84)	-2.758 (-4.68)	0.374 (8.14)	0.871 (9.26)	-4.523 (-1.16)	0.80 (0.86)	50.39 (-12.64)
MBOM2	4.381 (8.84)	-2.776 (-3.68)	0.414 (7.15)	0.727 (5.43)	-13.942 (-2.73)	1.61 (1.39)	35.21 (-0.30)
MBOM3	4.069 (4.97)	-2.783 (-2.23)	0.404 (4.23)	0.732 (4.67)	-13.227 (-1.57)	1.29 (0.67)	35.95 (-1.56)
MBOV1	2.802 (4.11)	-2.037 (-2.30)	0.434 (5.79)	0.964 (23.94)	-4.143 (-0.70)	0.77 (0.53)	37.30 (-5.21)
MBOV2	4.218 (3.78)	-3.730 (-2.59)	0.500 (4.08)	0.967 (25.13)	-3.934 (-0.41)	0.49 (0.21)	26.71 (-7.54)
MBOV3	-1.288 (-0.33)	2.117 (0.39)	0.525 (1.19)	0.914 (12.01)	-7.928 (-0.22)	0.83 (1.11)	-9.05 (-0.02)

Het HBO (zie Tabel 3) biedt een ander beeld. Hier hebben de inkomensvariabelen slechts een beperkte invloed voor de jongste leeftijdsgroep. Alle economische variabelen hebben een lagere elasticiteit dan gemiddeld voor die jongste leeftijdsgroep geldt. Dat gaat ook op voor mannen in de middelste leeftijdsgroep (HBO2M) ten aanzien van MININK en de werkloosheid. Voor de vrouwen in deze leeftijdscategorie geldt dat de elasticiteit iets boven de gemiddelde elasticiteit ligt. De oudste groepen (HBOM3 en HBOV3) laten een iets ander beeld zien. De elasticiteit van GEMINK is voor mannen hoger, terwijl die van MININK kleiner is voor zowel mannen als vrouwen. De twee oudste groepen laten op basis van beide toetsen een significant verschil zien. Voor de jongste leeftijdsgroep vinden we op basis van de t-ratio toets geen significant verschil voor vrouwen. De likelihood-ratio toets leidt voor vrouwen tot een andere conclusie dan de t-ratio toets. Doch voor mannen in deze leeftijdsgroep is de conclusie dat er van belastingen geen significant effect uitgaat. Het netto effect van een belastingverhoging onder de eerder vermelde assumpties zijn wederom weergegeven in Tabel 4. In de jongste leeftijdsgroep komen ze overeen met die voor universitaire studenten. De andere leeftijdsgroepen laten een groter effect zien. Bij mannen is dat -0.6% voor de middelste groep en -0.9 voor de oudste groep. Bij vrouwen is het effect nog groter, namelijk -0.8% en -1.2%, respectievelijk. Er is dus duidelijk sprake van een verschil met de universitaire collega's.

TABEL 4 Het netto effect van een belastingtoename met 1%
(aannemende dat de effectieve belastingdruk 33% bedraagt
voor zowel het gemiddeld als het minimuminkomen).

Groep	Mannen	Vrouwen
Allen, 18 jaar	-0.21**	-0.41**
Allen, 21 jaar	-0.37**	-0.70*
Allen, 23 jaar	-0.44**	-0.90**
Universiteit, 17-19 jaar	+0.03	-0.39**
Universiteit, 20-22 jaar	-0.19**	-0.62**
Universiteit, 23-25 jaar	-0.18	-0.66**
HBO, 17-19 jaar	+0.18	-0.34
HBO, 20-22 jaar	-0.58**	-0.83**
HBO, 23-25 jaar	-0.92**	-1.21**

Een * (**) betekent significant op 10% (5%) nivo.

MBO-studenten ondergaan een meer dan gemiddelde invloed van de economische factoren (met uitzondering van vrouwen in de hoogste leeftijdsgroep); zie Tabel 3. Het netto effect van de inkomensvariabelen is desondanks beperkt. Zowel de t-ratio toets als de likelihood-ratio test leiden in alle gevallen tot de conclusie dat de som der coëfficiënten niet van nul verschilt. Dit betekent dat een proportionele belastingverhoging geen effect heeft op de onderwijsparticipatie voor deze categorie studenten.

Voor de overige opleidingstypen is nauwelijks een economische invloed te vinden, dan wel staan de gevonden effecten haaks op de theoretische verwachtingen.³ Dit hangt deels samen met de geringe aantallen die het hier betreft en anderzijds is het zeer waarschijnlijk dat bij de specifieke keuze voor havo, vwo en mbo op jonge leeftijd economische factoren een veel geringere rol spelen, als deze al een rol spelen.

5 Conclusies

In deze bijdrage zijn we het effect van belastingen op de onderwijsparticipatie van 17-jarigen en ouder nagegaan. Dit is gebeurd binnen het kader van de human capital benadering. Veranderingen in de belastingdruk beïnvloeden de onderwijsparticipatie via hun doorwerking op opportuiniteitskosten en verwachte toekomstige opbrengsten. De verlaging van de opportuiniteitskosten leidt in theorie tot grotere deelname, terwijl lagere toekomstige opbrengsten de participatie doen verminderen. Het netto effect is in theorie op voorhand dus niet duidelijk. Hier hebben we getracht het verband empirisch vast te stellen gebruik makend van jaarlijkse macrodata voor de periode 1967-1992. Het blijkt dat er geen sprake is van een direct effect van belastingen op de schoolparticipatie. Echter, een indirect effect is wel aanwezig. En wel, via de netto opportuiniteitskosten en de verwachte opbrengsten. De geschatte coëfficiënten zijn in het algemeen significant en hebben het (theoretisch) juiste teken. Het netto effect - ervan uitgaande dat de belastingdruk op het gemiddelde inkomen niet lager is dan die op het minimuminkomen - is in het algemeen dat er een negatief verband bestaat tussen belastingen en onderwijsparticipatie, waarbij het effect voor vrouwen groter is dan voor mannen. Naar leeftijd gedifferentieerd is het effect het grootst voor 22- en 23-jarige personen. Enige twijfel is er ten aanzien van jongere vrouwen. Kijken we naar de diverse schooltypen, dan is het opvallend dat mannelijke universitaire studenten minder dan gemiddeld beïnvloedt worden door de belastingvoet. Dat geldt ook voor de jongere mannelijke HBO-studenten. Het tegenovergestelde gaat op voor mannelijke HBO-studenten vanaf de leeftijd van 20 jaar. Voor vrouwelijke universitaire studenten is het effect van belastingen op de participatie nauwelijks afwijkend van het effect gevonden voor alle vrouwen, ongeacht opleidingstype. Echter, voor vrouwelijke 20-plussers op het HBO is het effect groter dan gemiddeld. Voor het MBO vinden we geen significant effect van de belastingen op de onderwijsparticipatie. Concluderend kunnen we stellen dat belastingen in het algemeen leiden tot een geringere onderwijsparticipatie, doch er is enige twijfel of dit ook opgaat voor jongere vrouwen en het effect verschilt nogal per opleidingstype. Onze bevindingen vormen wellicht een bevestiging van de opvatting van Eaton en Rosen (1980) die stellen dat het effect van belastingen op opleiding afhankelijk is van verschillen in risico-aversie en de arbeidsaanbodelasticiteit. De gevonden grotere elasticiteiten voor vrouwen staan wat dat betreft niet haaks op het grotere effect van belastingen op het arbeidsaanbod

3 Om die reden gaan we hier verder niet op in. De schattingsresultaten zijn op aanvraag bij de auteurs beschikbaar.

van vrouwen in vergelijking met mannen. De bevindingen zijn ook in lijn met de conclusie van Trostel, echter het door ons gevonden effect is - in ieder geval voor mannen - wat kleiner. Daarnaast blijkt een en ander slechts op te gaan voor HBO- en universitaire studenten. Dat betekent bijvoorbeeld dat een basisinkomen niet per definitie tot een lagere participatie hoeft te leiden voor jongeren in het middelbaar (beroeps-)onderwijs. Aangezien het bestaan van een basisinkomen tot lagere opportuniteitskosten leidt, is zelfs verhoging van de participatie niet uitgesloten. Dit komt overeen met Amerikaanse bevindingen bij de experimenten met een negatieve inkomstenbelasting. Per saldo lijkt enige twijfel gerechtvaardigd, echter met uitzondering voor (oudere) studenten in het hoger onderwijs. Voor deze groep geldt dat belastingen de vorming van menselijk kapitaal negatief beïnvloeden en daarmee toekomstige economische groei belemmert.

Literatuur

- Bovenberg, A.L. en F. van der Ploeg (1995) Het basisinkomen is een utopie, *ESB*, 80, blz. 100-104.
- Eaton, J. en H.S. Rosen (1980) Taxation, human capital and uncertainty, *American Economic Review*, 70, blz. 705-715.
- Hartog, J., G. Pfann en G. Ridder (1989) (Non-)graduation and the earnings function, *European Economic Review*, 33, blz. 1373-1395.
- Heckman, J.J. (1976) A life-cycle model of earnings, learning and consumption, *Journal of Political Economy*, 84, blz. S11-S44.
- Huijsman, R., T. Kloek, D.A. Kodde en J.M.M. Ritzen (1986) An empirical analysis of college enrollment in the Netherlands, *De Economist*, 134, blz. 181-190.
- Krapels, F.J. en A. van Ravenstein (1987) *Gemiddeld en marginaal: de druk van belastingen en premies sinds 1960*, Ministerie van Economische Zaken, Den Haag.
- Mattila, J.P. (1982) Determinants of male school enrollments: A time-series analysis, *The Review of Economics and Statistics*, 64, blz. 242-251.
- Mincer, J. (1991) *Human capital, technology and the wage structure: what do time series show?*, NBER, working paper no. 3581.
- Mincer, J. (1994) *Investment in US education and training*, NBER, working paper no. 4844.
- Oosterbeek, H. en D. Webbink (1995) Enrolment in higher education in the Netherlands, *De Economist*, 143, blz. 367-379.
- Pissarides, C.A. (1981) Staying on at school in England and Wales, *Economica*, 48, blz. 345-363.
- Pissarides, C.A. (1982) From school to university: the demand for post-compulsory education in Britain, *Economic Journal*, 92, blz. 654-667 en 1017.
- Trostel, P.A. (1993) The effect of taxation on human capital, *Journal of Public Economics*, 101, blz. 327-350.