

Draagkrachtverschillen tussen huishoudens met één resp. twee kostwinners

DRS. M. VAN SCHAAIJK

In ESB van 20 juni 1984 verscheen een interessant artikel van Hagenaars, Homan en Van Praag getiteld „Draagkrachtverschillen tussen huishoudens met één resp. twee kostwinners”. Het artikel is gebaseerd op onderzoek waarbij werd gevraagd welk inkomen men, gezien zijn huishoudsituatie, goed zou vinden. Op grond daarvan hebben de auteurs berekend in welke mate huishoudens met twee kostwinners meer of minder tevreden zijn met hun inkomen dan overeenkomstige huishoudens met één kostwinner. Ze becijferen dat een tweeverdienershuishouden een circa 30% hoger netto inkomen nodig heeft dan een éénverdieners huishouden om dezelfde draagkrachtsituatie te hebben. Bij die conclusie kan men echter vraagtekens zetten, althans de schatting in hun artikel biedt geen fundament voor die conclusie.

Het schattingsresultaat van Hagenaars, Homan en Van Praag luidt als volgt:

$$\mu = 2,43 - 0,05 d_k + 0,003 \ln fs + 0,80 \ln y - 0,003 \ln ha_p + 0,32 - 0,01 ha_{p2} - 0,03 \ln ha_p + 0,06 \pi_p \ln ha_p - 0,05 \ln l_h - 0,03 \ln l_p + 0,01 - 0,07 \pi_p \ln l_p$$

(N = 4.901, R² = 0,66)

De verhouding van de consumptiebehoefte van een tweeverdienershuishouden (c₂) en dat van een éénverdienershuishouden (c₁) is dan ceteris paribus (zelfde netto huishoud inkomen y, zelfde hoeveelheid huishoudelijke arbeid en vrije tijd van hoofdverdiener ha_h resp. l_h, zelfde huishoudgrootte f_s) gelijk aan:

$$\frac{c_2}{c_1} = \frac{\begin{pmatrix} -0,05 & d_k & -0,03 + 0,06 \pi_p & -0,03 - 0,07 \pi_p \\ e & ha_{p2} & l_p & \end{pmatrix}}{\begin{pmatrix} -0,05 & d_k & -0,03 & -0,03 \\ e & ha_{p1} & l_p & \end{pmatrix}}$$

ha_p : aantal uren huishoudelijke arbeid partner (in eenverdienersgezinnen gemiddeld 45 in tweeverdienersgezinnen gemiddeld 26);

π_p : aantal gewerkte uren gedeeld door 40;

l_p : aantal uren vrije tijd (168-ha_p-40.π_p).

Aangezien de dummy d_k = 1 voor tweeverdieners en 0 voor eenverdieners is, is de eerste term in de teller gelijk aan 0,95 en in de noemer gelijk aan 1. Indien men veronderstelt dat de huishoudelijke arbeid van

de partner in het tweeverdienersgezin even groot is als in het eenverdienersgezin en men verwaarloost de factoren d_k en l_p vindt men voor π = 1 (partner heeft volle werkweek) c₂/c₁ = 1,25. Vanwege de coëfficiënt 0,8 voor ln y betekent dit dat dit tweeverdienershuishouden een 30% hoger netto huishoudinkomen moet hebben om een zelfde consumptieinkomen te hebben als het éénverdienershuishouden.

Ook voor andere situaties berekenen Hagenaars, Homan en Van Praag opmerkelijke verschillen waaruit ze de conclusie trekken dat er sterke aanwijzingen zijn dat bij gelijk netto huishoudinkomen het tweeverdienershuishouden aanmerkelijk minder draagkrachtig is dan het overeenkomstige eenverdienershuishouden. Hun berekeningen zijn echter slechts gebaseerd op de variabelen π en ha_p onder verwaarlozing van de factoren d_k en l_p. De vraag is echter of het verantwoord is om die factoren buiten beschouwing te laten bij berekeningen gebaseerd op een schatting waarbij die factoren wel zijn meegenomen. Dat klemt temeer vanwege de relatie die er bestaat tussen l_p enerzijds en π anderzijds. De hoeveelheid vrije tijd is immers gelijk aan het totaal aantal uren, dat voor iedereen uiteraard gelijk is, minus het aantal werkuren en het aantal uren huishoudelijke arbeid. Het verschijnsel dat de coëfficiënt van π ln ha_p ongeveer gelijk is aan die van π ln l_p (0,06 resp. 0,07) maar met tegengesteld teken, geeft in dat licht stof tot nadenken.

Neemt men de factoren d_k en l_p wel mee bij de berekening dan vindt men heel andere uitkomsten. Neem bij voorbeeld de casus van een tweeverdienershuishouden waarbij de partner 40 uur buitenshuis en 46 uur binnenshuis werkt. De vrije tijd van de partner is dan gelijk aan 168-40-46 = 82 c₂/c₁ is dan gelijk aan 0,90. In de gevallen waarin de partner 30 resp. 20, 10 uur buitenshuis werkt vindt men voor c₂/c₃ 0,90 resp. 0,91, 0,93. In geval van een partner die 26 uur binnenshuis werkt vindt men bij 40 resp. 30 resp. 20 resp. 10 uur buitenshuis werken c₂/c₃ 0,86 resp. 0,88, 0,90, 0,93. Deze berekeningswijze leidt tot de conclusie dat een eenverdienershuishouden een ongeveer 10% hoger netto huishoudinkomen zou moeten hebben dan een overeenkomstig tweeverdienershuishouden om een zelfde consumptieinkomen te

hebben als het tweeverdienershuishouden.

Bij de interpretatie van deze uitkomst kan men zich afvragen of dit verschil kan worden toegeschreven aan de arbeidsparticipatie van de partner. Weliswaar is het zo dat een alleenverdiener een hoger bruto loon moet verdienen dan tweeverdieners ten einde een zelfde netto huishoudinkomen te verwerven (vanwege de progressie in de inkomstenbelasting), maar anderzijds is er in een tweeverdienershuishouden minder tijd voor huishoudelijke arbeid beschikbaar dan in een alleenverdienershuishouden waarin de partner niet buitenshuis werkt. Wellicht is de hier berekende uitkomst een gevolg van het feit dat in huishoudens waarin de partner niet buitenshuis werkt vaker kinderen voorkomen dan in een tweeverdienershuishouden. De aanwezigheid van kinderen brengt immers een hogere consumptiebehoefte met zich mee. Uit eerder uitgevoerd inkomenswaarderingsonderzoek blijkt dat een huishouden met twee kinderen in het algemeen een 13% hogere inkomensbehoefte heeft dan een overeenkomstig huishouden zonder kinderen 1). Hagenaars, Homan en Van Praag hebben in het onderhavige onderzoek de verklarende variabele huishoudgrootte meegenomen (f_s). Hun schattingsresultaat impliceert echter dat twee personen géén significante extra inkomensbehoefte zouden hebben. Zij onderkennen dat en schrijven het toe aan de hoorlijke correlatie tussen ha_p, π_p en l_p en de gezinsgrootte. Het komt me voor dat in zo'n situatie het gevaarlijk is ha_p en π te interpretern als zuivere maatstaf voor de inkomensbehoefte die de arbeidsmarktparticipatie van de partner met zich meebrengt.

Het komt me voor dat op grond van de door Hagenaars, Homan en Van Praag uitgevoerde schatting niet de conclusie kan worden getrokken dat een tweeverdienershuishouden een circa 30% hoger netto huishoudinkomen nodig heeft dan een eenverdieners huishouden om dezelfde draagkrachtsituatie te hebben. Hun schatting lijkt me tot de conclusie te leiden dat een tweeverdienershuishouden een circa 10% lager netto huishoudinkomen nodig heeft dan een eenverdienershuishouden om dezelfde draagkrachtsituatie te hebben, met daarbij de aantekening dat zulks mede het gevolg kan zijn van het meer voorkomen van kinderen bij eenverdienershuishoudens en de inkomensbehoefte die kinderen met zich meebrengen.

Hagenaars, Homan en Van Praag hebben een interessante aanzet gegeven voor een methodiek om de welvaartsbeleving van tweeverdienershuishoudens met die van eenverdienershuishoudens te vergelijken. De lezer van hun artikel blijft echter met de vraag zitten of hun conclusies wel voldoende zijn gefundeerd op het door hen aangedragen materiaal.

Ten slotte wil ik een onderzoekssuggestie doen. In de discussie over dit onderwerp

1) Welvaartsneutrale inkomensstandaardisatiefactoren, CBS, *Sociale Maandstatistiek*, november 1979, onderzoek van H. van de Stadt in samenwerking met B.M.S. van Praag.

speelt niet alleen het oordeel dat mensen hebben over hun eigen, gelet op hun huishoudsituatie, goed geachte inkomenspeil, maar ook het oordeel dat men heeft over het goed geachte inkomenspeil van anderen in een andere huishoudsituatie. De correctiefactoren van Hagenaars, Homan en Van Praag zijn gebaseerd op enquêtes naar het eerstgenoemde inkomenspeil. Men zou die enquêtes kunnen uitbreiden met de vraag wat men in een andere huishoudsituatie een goed inkomen zou vinden. Men vindt dan verscheidene sets van correctiefactoren. Dat maakt het mogelijk de welvaartsverdeling vanuit verschillende invalshoeken te bezien en te bestuderen in welke mate die invalshoeken divergeren dan wel convergeren. Dan zal bij voorbeeld duidelijk worden in welke mate het gevoel dat huishoudens met kinderen hebben dat ze een hogere consumptiebehoefte hebben dan huishoudens zonder kinderen door die laatste groep huishoudens worden gedeeld.

M. van Schaaik

Naschrift

In zijn reactie op ons artikel "Draagkrachtverschillen tussen huishoudens met één resp. twee kostwinners" komt de heer Van Schaaik tot de conclusie dat de door ons gebruikte schatting geen fundament biedt voor de door ons becijferde draagkrachtverschillen. Hij komt tot deze slotsom door onze ceteris-paribus-veronderstelling met betrekking tot vrije tijd te laten vallen, en berekent dan dat bij een zelfde netto geldinkomen tweekostwinnershuishoudens juist beter af zijn dan eenkostwinnershuishoudens. Wij zijn het met Van Schaaik eens (zie voetnoot 9 van ons artikel) dat het niet mogelijk is alleen uren huishoudelijke arbeid te laten variëren, terwijl tijd besteed op de arbeidsmarkt en aan vrije tijd onveranderd blijft. In ons model werken we voorwaardelijk onder een vast aantal uren t op de arbeidsmarkt, zodat een verandering in het aantal uren huishoudelijke arbeid alleen gevolgen heeft voor het aantal uren vrije tijd. Indien we de effecten van veranderingen in vrije tijd meenemen, worden de verschillen in draagkracht tussen een- en tweeverdieners groter en niet kleiner zoals Van Schaaik concludeert.

Dit naschrift valt uiteen in twee stukken: eerst zullen we laten zien dat de draagkrachtverschillen groter worden indien we de ceteris-paribus-veronderstelling met betrekking tot vrije tijd laten vallen, en ten tweede zullen we aangeven waarom de door Van Schaaik gemaakte analyse binnen het door ons gebruikte model niet toegestaan is.

In ons artikel vonden we als correctiefactor op het netto geldinkomen voor verschillen in huishoudelijke produktie $1 + \gamma = 1 + (0,15 - 0,30\pi_p)$. Dit betekent dat γ voor eenkostwinnershuishoudens ($\pi_p = 0$) gelijk is aan $+15\%$ en dat γ voor „full ti-

me" tweekostwinnershuishoudens ($\pi_p = 1$) gelijk is aan -15% . De correctiefactor π wordt gevonden door de subjectieve marginale substitutievoet tussen huishoudelijke arbeid en inkomen te vermenigvuldigen met het totaal aantal uren huishoudelijke arbeid. De subjectieve marginale substitutievoet is gelijk aan het quotiënt van de partiële afgeleide van $\ln y - \mu$ naar huishoudelijke arbeid en die naar het inkomen:

$$sv(y, ha) = \frac{\frac{\partial (\ln y - \mu)}{\partial ha}}{\frac{\partial (\ln y - \mu)}{\partial y}}$$

De correctie op het gezinsinkomen uit hoofde van de geleverde huishoudelijke arbeid van de partner is dus $sv(y, ha_p) \cdot ha_p = \gamma y$, zodat

$$\gamma = - \frac{(\alpha_{20} + \alpha_p)}{1 - \beta_2}$$

Deze waardebevestiging is volstrekt anders dan die welke Van Schaaik gebruikt. Indien we ook rekening houden met de effecten van veranderingen in vrije tijd vinden we voor de correctie op het inkomen de factor

$$1 + \gamma = 1 + (0,15 - 0,30\pi_p - (0,15 + 0,35\pi_p) \frac{ha_p}{p}$$

Beschouw nu een eenkostwinnerhuishouden waarin de partner 46 uur aan huishoudelijke arbeid besteedt, en dus 122 uur vrije tijd heeft en een „full time" tweekostwinnershuishouden waar de partner 26 uur aan huishoudelijke arbeid besteedt en dus nog maar $168 - 40 - 26 = 102$ uur vrije tijd heeft. In deze situatie vinden we voor eenverdieners een γ van $+0,09\%$ en voor tweeverdieners een γ van $-0,28\%$. We zien dus dat het verschil in draagkracht van 30% is *toegenomen* tot een verschil van 37% indien we rekening houden met de effecten van veranderingen in vrije tijd.

In onze analyse zijn we uitgegaan van de veronderstelling dat de participatiebeslissing van de partner genomen is, en dat het op de korte termijn, waarop ons model betrekking heeft, niet mogelijk is hierin veranderingen aan te brengen. π_p is dus een „predetermined" variabele. Dit betekent dat in ons model π_p (participatiegraad partner) *niet* als een vrij te kiezen *variabele* kan worden beschouwd. In de door ons gekozen specificatie differentieert π_p slechts de coëfficiënt α_2 in onze vgl. (3) over verschillende waarden van de participatiegraad. Het is met ons model dus *niet* mogelijk analyses uit te voeren waarin π_p als een variabele wordt beschouwd. M.a.w., de door Van Schaaik uitgevoerde analyse valt buiten de verklaaringsmogelijkheden van het model. Voor het uitvoeren van deze op zich interessante analyse zou het model moeten worden uitgebreid tot een model waarin ook de participatie van de partner een vrij te kiezen variabele is. Zoals Van Schaaik zelf ook opmerkt zal in een dergelijk model ook de samenhang met bijvoorbeeld gezinsgrootte moeten worden gemodelleerd.

Concluderend kunnen we zeggen dat indien we de ceteris-paribus-veronderstelling met betrekking tot vrije tijd laten vallen de draagkrachtverschillen tussen een en tweeverdieners nog groter worden en dat de in ons artikel gegeven schattingen van deze verschillen eerder naar een *onderschatting* dan een *overschatting* tenderen.

A.J.M. Hagenaars
M.E. Homan
B.M.S. van Praag