

Arbeidsmarktparticipatie van jonge vrouwen

Een analyse van stroomgegevens

DRS. A.W.F. CORPELEIJN*

De opmerking dat de jonge werkende gehuwde vrouw in toenemende mate op de arbeidsmarkt participeert, is gemeengoed geworden. Nam in 1960 immers slechts 10% van deze groep deel aan het arbeidsproces, in 1979 was dit percentage verviervoudigd. De auteur constateert echter dat eerder sprake is van een statistische vertekening dan wel van een reëel verschijnsel. Hij stelt dat het gebruik van standcijfers en het opnemen van demografische kenmerken in de statistieken tot een gekleurd beeld leidt. Realistischer is het om stroomcijfers te gebruiken en de arbeidsmarktloopbaan van de vrouw te volgen. Dan blijkt dat het verblijf van jeugdige vrouwen op de arbeidsmarkt nog van korte duur is: na een eerste kennismaking op de arbeidsmarkt na het beëindigen van de schoolopleiding volgt na korte tijd een massale uittocht.

1. Het traditionele model

Arbeidsmarktparticipatie (beroepsdeelname) wordt gewoonlijk bestudeerd met behulp van z.g. deelnemingspercentages: verhoudingsgetallen die aangeven hoeveel procent van de bevolking of van een bevolkingscategorie deel uit maakt van de beroepsbevolking (ook werklozen worden tot de beroepsbevolking gerekend). Kenmerkend voor deze benadering is onder meer dat de deelneming van de onderscheiden bevolkingscategorieën op zich zelf wordt beschouwd: het is ongewoon een stijging bij de ene categorie en een daling bij een andere met elkaar in verband te brengen.

In het geval van vrouwen wordt gewoonlijk een onderscheid gemaakt naar burgerlijke staat. Speciale aandacht krijgen de gehuwde vrouwen, omdat de deelnemingscijfers van deze categorie een markante ontwikkeling (stijging) vertonen. De deelneming van de gehuwde vrouw wordt vaak in verband gebracht met haar gezinssituatie (kindertal, leeftijd van eventuele kinderen, beroep of inkomen van de echtgenoot). Dit „model” sluit aan bij allerlei alledaagse waarnemingen: het is bij voorbeeld algemeen bekend dat moeders van kleine kinderen vaak geen (volledige) betaalde werkkring hebben. Hieruit volgt echter niet dat het model geschikt is om de historische ontwikkeling in kaart te brengen.

Het probleem dat hierbij aan de orde is kan met enige cijfers worden verduidelijkt (zie tabel 1).

Tabel 1. Deelnemingspercentages van vrouwen van 15 – 29 jaar

	Niet-gehuwd	Gehuwd	Totaal
1960	66	10	45
1971	64	23	46
1979	47	43	46

Deze cijfers suggereren veranderingen, althans wanneer men de totaal kolom buiten beschouwing laat. Men concludeert tot „de onstuitbare opkomst van de werkende gehuwde vrouw” 1).

Een minder formele interpretatie is dat zich *verschuivingen* hebben voorgedaan. De leeftijd waarop men het onderwijs verlaat is gestegen, de huwelijksleeftijd is – althans in de jaren zestig gedaald. Dit leidt tot grote veranderingen in deelnemingspercentages die voor de betrokkenen van weinig betekenis kunnen zijn: de duur van het (eerste) verblijf van vrouwen op de arbeidsmarkt is misschien ongeveer gelijk gebleven. De veranderingen in de deelnemingspercentages van vrouwen zijn voor een groot deel *een statistische eigenaardigheid* die optreedt doordat leeftijd en burgerlijke staat als indelingscriteria worden gehanteerd.

2. Aard van de studie

Wegens de eigenaardigheid van het traditionele participatiemodel is een alternatieve methode ontwikkeld om inzicht te geven in de arbeidsmarktpositie van jonge vrouwen. Deze nieuwe benadering is „natuurlijker” dan de traditionele, omdat (een deel van) de *arbeidsmarktloopbaan* van de vrouw wordt gevolgd, en niet wordt uitgegaan van *demografische* kenmerken. De bedoeling is antwoord te krijgen op vragen als: hoeveel vrouwen gaan na afloop van de schoolperiode naar de arbeidsmarkt?, hoe lang blijven zij daar (in eerste instantie)? welke verschillen zijn er ter zake tussen vrouwen met uiteenlopende opleiding? Het traditionele model laat dergelijke vragen onbeantwoord. De gegevens zijn ontleend aan de *Arbeidskrachten-telling 1979*. Uit het totale respondentenbestand zijn ruim

* Werkzaam bij het Centraal Bureau voor de Statistiek. De auteur dankt dr. A. Verbeek (CBS) voor zijn opmerkingen bij de eerste versie van dit artikel.

1) Onder die titel verscheen een artikel van J. Hartog en J.J.M. Theeuwes in *ESB*, 14 december 1983. Talrijke studies over beroepsarbeid door gehuwde vrouwen zijn in Nederland verricht door J.J. Siegers (RU Utrecht). Als geestelijke vader van de hier bedoelde stroming geldt J. Mincer, wiens paper „The labor force participation of married women” (*Aspects of labor economics*, NBER, 1962) veel nagevolgd is.

19.000 vrouwen geselecteerd, namelijk de vrouwen die na 1967 voor het eerst het onderwijs hebben verlaten, zowel tijdens de telling als één jaar daarvoor in Nederland woonden en niet op beide tijdstippen dagonderwijs volgden. Na ophoging zijn dat bijna 1 mln. vrouwen, waarvan 73% tijdens de enquête en/of één jaar daarvoor tot de beroepsbevolking behoorde.

Hoewel de steekproef vrij groot is, moet toch met onbetrouwbaarheidsmarges rekening worden gehouden 2). De analyse is gebaseerd op de overgangen in de eerste 10 jaar na het verlaten van het onderwijs. De beschouwde overgangen betreffen het jaar 1978/1979. Van een overgang is sprake als „de toestand” (met of zonder beroep) tijdens de enquête verschilde van die van één jaar daarvoor; niet alle overgangen worden dus waargenomen. Een soortgelijke analyse is niet mogelijk op basis van eerdere of latere tellingen, omdat alleen bij de *Arbeidskrachtentelling 1979* naar het jaar van schoolverlaten is gevraagd.

In de volgende paragrafen worden stroomcijfers en afgeleide gegevens gepresenteerd en van enig commentaar voorzien. Daarna worden de uitstroomkansen nader geanalyseerd. Hierbij wordt gebruik gemaakt van het logit-model, waarvan elders een eenvoudige beschrijving en een andere toepassing op het gebied van de arbeidsmarkt is vermeld 3).

3. Stromen, overgangskansen en deelnemingspercentages

Een globaal overzicht van de stromen naar en uit de beroepsbevolking in de onderzoekspopulatie geeft tabel 2. Van de 626.000 vrouwen die in 1978 tot de beroepsbevolking behoorden, verliet 9% in 1978-79 de arbeidsmarkt. Meestal ging men naar de categorie „overigen zonder beroep”, die in dit geval voornamelijk huisvrouwen bevat. De terugkeer naar het onderwijs lijkt in deze tabel zeer gering. Hierbij moet evenwel bedacht worden dat vrouwen die in beide jaren scholier/student waren buiten beschouwing zijn gelaten, en dat het (gaan) volgen van „part-time”-onderwijs in deze tabel niet tot uiting komt. De instroom in de beroepsbevolking omvat ruim 90.000 vrouwen, voornamelijk rechtstreeks afkomstig van het onderwijs. Het aantal schoolverlaters (82.000) betreft overigens niet de totale uitstroom van vrouwen uit het onderwijs. Onder meer zijn de in inrichtingen en tehuizen wonende schoolverlaters (zoals sommige leerling-verpleegkundigen e.d.) niet waargenomen.

Meer inzicht in de stromen biedt tabel 3. De vrouwen zijn hier ingedeeld naar jaar van schoolverlaten (personen die in de eerste maanden van 1979 van school kwamen zijn buiten beschouwing gelaten). De tabel vermeldt deelnemingspercentages (met beroep in % van het totaal) voor 1978 en 1979 en in- en uitstroomquotiënten. Deze quotiënten zijn gedefinieerd als: instroom in de beroepsbevolking 1978/1979 in procenten van zonder beroep in 1978 resp. uitstroom uit de beroepsbevolking 1978/1979 in procenten van met beroep 1978. De kolom met deelnemingspercentages voor 1978 laat voor de schoolverlaters 1978 een laag cijfer zien: de meeste zaten toen (voorjaar) nog op school. Voor het cohort 1977 bedroeg het deelnemingspercentage in 1978 93%, en voor oudere jaargangen wordt vervolgens een steeds lager cijfer waargenomen. Iets dergelijks ziet men bij de deelnemingscijfers van 1979. Vergelikt men *vrouwen die even lang van school zijn dan vindt men in 1979 steeds hogere cijfers dan in 1978*. Vrouwen die bij voorbeeld 4 jaar van school waren hadden in 1978 een deelnemingspercentage van 83%; de

Tabel 2. Stromen naar en uit de beroepsbevolking in 1978/1979 van vrouwen die na 1967 voor het eerst het dagonderwijs verlieten (in duizenden)

1978 \ 1979	1979			
	Met beroep	Scholier/student	Overigen zonder beroep	Totaal 1978
Met beroep	570	3	53	626
Scholier/student	78	—	4	82
Overigen zonder beroep	15	1	254	269
Totaal	662	4	312	978

Tabel 3. Beroepsdeelnemingspercentages en stroomquotiënten van vrouwen die na 1967 voor het eerst het dagonderwijs verlieten (in procenten)

Jaar van schoolverlaten	Toestand voorjaar 1978		Stroomquotiënten 1978/1979		Toestand voorjaar 1979		Aantal waarnemingen
	aantal jaren van school	deelnemingspercentage	in-stroom	uit-stroom	aantal jaren van school	deelnemingspercentage	
1978	0	21	93	3	1	94	1.741
1977	1	93	51	3	2	94	1.550
1976	2	92	22	4	3	90	1.651
1975	3	89	16	7	4	84	1.591
1974	4	83	13	7	5	79	1.651
1973	5	79	11	8	6	75	1.669
1972	6	72	8	12	7	65	1.652
1971	7	63	4	14	8	56	1.603
1970	8	52	3	15	9	48	1.855
1969	9	47	5	15	10	42	1.952
1968	10	41	4	16	11	37	1.949

Tabel 4. Deelnemingspercentages jaar na het verlaten van het onderwijs

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Feitelijk in 1979	94	94	90	84	79	75	65	56	48	42	37
In de stationaire toestand	94	94	92	87	82	78	70	61	54	48	43

volgende jaargang had één jaar later een cijfer van 84%. Het verschil is in dit voorbeeld klein en niet significant, maar het verschijnsel doet zich over de hele linie voor en soms zijn de verschillen groter, zodat de algehele tendens zeker zeer significant is. Vergelikt men daarentegen vrouwen van hetzelfde cohort dan vindt men, afgezien van de twee jongste cohorten, *in 1979 steeds lagere cijfers dan in 1978*. Men kan dus stellen dat de beroepsdeelneming van vrouwen in de eerste 10 jaar na het verlaten van de school *toeneemt*, maar ook dat deze *afneemt*. In het eerste geval vergelijkt men opeenvolgende cohorten, in het tweede geval volgt men een zelfde cohort in de tijd.

Veranderingen van deelnemingspercentages zijn het gevolg van bepaalde stromen of overgangen. De verklaring voor de hoge deelnemingspercentages van recente schoolverlaters is uiteraard dat de meeste vrouwen direct na de school naar de arbeidsmarkt gaan; de vrouwen die niet in het eerste jaar gaan, doen dat in het tweede jaar voor een groot deel alsnog. De uitstroomquotiënten zijn in de eerste jaren op de arbeidsmarkt laag (3 à 4%); na 6 jaar begint echter een massale uittocht (12 à 16% vertrekt jaarlijks).

Een dergelijke interpretatie van tabel 3 veronderstelt min of meer gelijkblijvende overgangskansen. Deze veronderstelling is niet geheel realistisch. Men kan berekenen welk deelnemingspatroon ontstaat wanneer de in 1978/1979 waargenomen overgangskansen gelijk blijven (stationaire situatie). De feitelijke deelnemingspercentages in 1979 blijken lager te zijn dan de deelnemingspercentages in de stationaire toestand, zoals uit het volgende overzicht blijkt (zie tabel 4). Het verschil is voor de oudere cohorten niet onaanzienlijk.

Dit resultaat wijst erop dat de overgangskansen niet constant zijn. Aannemelijk is dat de uitstroomkansen dalen. Een en ander is in overeenstemming met de stijging van de deelneming die uit tabel 3 bleek.

2) Zie CBS, *Arbeidskrachtentelling 1979*, deel 1, par 1.2.

3) A.W.F. Corpeleijn, *Werkloosheid onder jongeren: een analyse van de situatie in maart 1982 met behulp van een logit-model*, in: *Sociale maandstatistiek*, mei 1983.

4. Overgangskansen en duur van het eerste verblijf op de arbeidsmarkt: verschillen tussen opleidingscategorieën

Hoe lang vrouwen na het verlaten van de school op de arbeidsmarkt blijven valt strikt genomen niet af te leiden uit periodegegevens, tenzij men een stationaire situatie zou mogen veronderstellen. Toch zullen hier uitkomsten van enige berekeningen worden vermeld op basis van het genoemde databestand. Deze uitkomsten hebben dan betrekking op een fictief cohort. Het is een redelijke veronderstelling dat deze cijfers voor de oudere cohorten een overschatting, en voor de jongere cohorten een onderschatting van de duur van het eerste verblijf op de arbeidsmarkt geven.

De berekening (benadering) verloopt als volgt. Veronderstel dat een vrouw na het verlaten van de school onmiddellijk naar de arbeidsmarkt gaat (zoals gebruikelijk) en dat zij vervolgens blootstaat aan de in tabel 3 vermelde uitstroomkansen. Men kan dan een „overlevingsprofiel” berekenen door vermenigvuldiging van blijfkansen (een blijfkans is het complement van een uitstroomkans). Na bij voorbeeld 3 jaar is nog op de arbeidsmarkt: $(1 - 0,03) \times (1 - 0,04) \times 100 = 90\%$ van de vrouwen, na 6 jaar 72% en na 11 jaar 33%. De gevonden waarden zijn steeds lager dan de deelnemingspercentages in de stationaire toestand doordat de deelnemingscijfers mede door latere instroom worden bepaald. Deze latere instroom zal voor een deel bestaan uit herintredes, maar voor een andere deel uit „uitgestelde” instroom. Strikt genomen heeft het overlevingsprofiel dan ook alleen betrekking op het eerste verblijf op de arbeidsmarkt voor zover dat aansluit bij de schoolloopbaan. Dit onderscheid is echter tamelijk subtiel. Uit het overlevingsprofiel valt op eenvoudige wijze de frequentieverdeling van de (voltooide) duur van het eerste verblijf af te leiden (zie tabel 5).

De spreiding blijkt aanzienlijk te zijn. Het berekenen van een gemiddelde is niet mogelijk aangezien de duur van de laatste klasse onbepaald is; de mediaan ligt tussen 8 en 9 jaar.

Soortgelijke berekeningen zijn uitgevoerd per opleidingscategorie; de vrouwen zijn ingedeeld naar aard van het hoogst behaalde onderwijsdiploma vóór het (eerste) vertrek uit het dagonderwijs, volgens de gebruikelijke indeling (SOI 1978). Er zijn 6 opleidingscategorieën onderscheiden (zie tabel 6). Door het soms geringe aantal waarnemingen zijn de uitkomsten niet erg nauwkeurig; het zijn slechts voorlopige indicaties (in de volgende paragraaf wordt nader ingegaan op verschillen tussen opleidingscategorieën).

De echte „blijfsters” zijn wat talrijker onder de MAVO-, HAVO/VWO-, en HBO/VWO-gediplomeerden. Van een relatie tussen *opleidingsniveau* en verblijfsduur lijkt geen sprake. Bij het voortgezet onderwijs is er eerder een tweedeling AVO-BO, dan 1e-trap – 2e-trap.

Tabel 5. Duur van het eerste verblijf op de arbeidsmarkt (procentuele verdeling)

Korter dan 3 jaar	3-4 jaar	5-6 jaar	7-8 jaar	9-10 jaar	Langer dan 11 jaar
10	12	15	17	13	33

Tabel 6. Duur van het eerste verblijf op de arbeidsmarkt naar diplomabezit (procentuele verdeling)

	Korter dan 5 jaar	5-10 jaar	11 jaar en langer	Aantal waarnemingen
Geen diploma	28	43	29	3.141
MAVO	14	48	38	3.762
LBO	21	46	33	4.657
HAVO/VWO	23	33	44	1.190
MBO	24	49	27	3.605
HBO/WO	27	36	37	1.997

Tabel 7. Effecten van diplomabezit, jaar van schoolverlaten en leeftijd op de uitstroomkans (logit-model) a)

	Additief	Multipliatief
<i>Constante</i>	-3,21 (0,12)	0,04
<i>Diplomabezit</i>		
- geen diploma	0	1
- MAVO	-0,33 (0,10)	0,72
- LBO	-0,15 (0,10)	0,86
- HAVO/VWO	-0,37 (0,15)	0,69
- MBO	-0,08 (0,11)	0,92
- HBO/WO	-0,42 (0,15)	0,66
<i>Leeftijd</i>		
22 jaar en jonger	0	1
23 - 26 jaar	0,25 (0,10)	1,28
27 jaar en ouder	0,42 (0,14)	1,52
<i>Aantal jaren van school</i>		
0 - 2 jaar	0	1
3 - 4 jaar	0,76 (0,12)	2,14
5 - 6 jaar	1,05 (0,12)	2,87
7 - 8 jaar	1,40 (0,14)	4,04
9 - 10 jaar	1,36 (0,15)	3,91

a) De standaardfouten staan tussen haakjes.

5. Nadere analyse van de uitstroomkansen

In het bovenstaande kwam naar voren dat vooral de uitstroomkansen voor een nadere analyse in aanmerking komen. De instroom vindt overwegend plaats onmiddellijk na het verlaten van de school en betreft dan vrijwel alle schoolverlaters; de uitstroom daarentegen vertoont een grote variatie. Gebleken is dat er een zekere relatie bestaat tussen de uitstroomkans en de tijd die men op de arbeidsmarkt is, terwijl er wellicht ook een samenhang is met het gevolgde onderwijs. Ongetwijfeld zijn er nog andere verbanden. Als jonge vrouwen de arbeidsmarkt verlaten doen zij dat als regel nadat zij gehuwd zijn, en – tegenwoordig – veelal bij gelegenheid van de geboorte van het eerste kind. Hier zijn dus statistische verbanden; deze bieden echter geen *verklaring* voor de verblijfsduur, aangezien huwelijk en/of gezinsvorming uitgesteld kunnen worden in verband met gewenste arbeidsmarktparticipatie. Het gaat dan om samenhangende beslissingen. Interessant is het na te gaan welke rol de leeftijd speelt.

Derhalve zijn berekeningen uitgevoerd voor vrouwen die in 1978 tot de beroepsbevolking behoorden met als ingangen: jaar van schoolverlaten, diplomabezit, leeftijd en een variabele die aangeeft of de vrouw in 1978/1979 al dan niet de beroepsbevolking heeft verlaten. Deze tabel is met behulp van het logit-model geanalyseerd, waarbij – zoals het voorafgaande reeds doet vermoeden – de uitstroomkans als afhankelijke variabele fungeerde. Een eenvoudig model met alleen de drie hoofdeffecten bleek redelijk bij de waarnemingen te passen ($G^2 = 126$, $df = 75$). Een nog beter passend model wordt verkregen door het interactie-effect jaar van schoolverlaten \times leeftijd toe te voegen ($G^2 = 98$, $df = 67$). Maar het eenvoudiger model geeft al een aanvaardbare benadering. De parameters van dit simpele model zijn in tabel 7 vermeld.

Het logit-model werkt zo dat men door opstelling van de additieve parameters van een bepaalde categorie $\ln(p/(1-p))$ krijgt, waarbij p – in dit geval – de geschatte uitstroomkans is. Voor bij voorbeeld een vrouw met MAVO-diploma, 5-6 jaar van school en in de leeftijdsklasse 23-26 jaar, berekent men de geschatte uitstroomkans uit tabel 7 als volgt:

$$\begin{aligned} \ln(p/(1-p)) &= -3,21 - 0,33 + 0,25 + 1,05 = -2,24 \\ p/(1-p) &= 0,106 \\ p &= 0,096 \end{aligned}$$

Door de multiplicatieve parameters te gebruiken kan men de logaritmen vermijden. Voor hetzelfde voorbeeld berekent men dan: $p/(1-p) = 0,04 \times 0,72 \times 1,28 \times 2,87 = 0,106$, hetgeen dus eveneens een uitstroomkans van 10% oplevert.

Tabel 8. Vergelijking van effecten van leeftijd en diplomabezit op de uitstroomkans met en zonder jaar van schoolverlaten (additieve parameters) a)

	Met jaar van schoolverlaten	Zonder jaar van schoolverlaten
Leeftijd		
- 22 jaar en jonger	0	0
- 23 - 26 jaar	0,25	0,86
- 27 jaar en ouder	0,42	1,21
Diplomabezit		
- geen diploma	0	0
- MAVO	-0,33	-0,41
- LBO	-0,15	-0,19
- HAVO/VWO	-0,37	-0,64
- MBO	-0,08	-0,31
- HBO/WO	-0,42	-0,94

a) Uit gegevens van de *Arbeidskrachtentelling 1979* is voorts gebleken dat er enige relatie bestaat tussen de duur van het eerste verblijf van de vrouw op de arbeidsmarkt en het onderwijs dat zij heeft gevolgd. Vroegtijdig vertrek van de arbeidsmarkt komt meer voor bij ongediplomeerden, en bij vrouwen met een lagere of middelbare beroepsopleiding.

Uit tabel 7 blijkt in de eerste plaats dat de samenhang tussen het aantal jaren dat men van school is en de uitstroomkans zoals deze uit tabel 3 naar voren kwam, volledig overeenloopt wanneer men leeftijd en diplomabezit in de analyse betreft. De aanvankelijk lage uitstroomkans stijgt na een paar jaar snel tot na 7 jaar een hoogtepunt is bereikt. Ook de leeftijd heeft een significant effect, zij het dat dit veel geringer is dan dat van het jaar van schoolverlaten. Hetzelfde geldt voor diplomabezit, al valt daarbij op te merken dat dit een variabele is van een heel andere soort zodat vergelijking van de grootte van effecten niet veel zin heeft. Tussen de opleidingscategorieën is er een tweedeling: enerzijds de ongediplomeerden en de vrouwen met een lagere of middelbare beroepsopleiding, anderzijds de vrouwen met een diploma van MAVO, HAVO/VWO of HBO/WO. Binnen deze twee groepen zijn de verschillen niet significant; het verschil tussen de groepen is dat wel. Dat juist deze tweedeling wordt aangetroffen valt moeilijk te rijmen met theorieën die verschillen in arbeidsmarktparticipatie tussen vrouwen trachten te verklaren uit loonverschillen. Een groot deel van het lager en middelbaar beroepsonderwijs dat door meisjes wordt gevolgd is huishoudelijk/verzorgend geïntendeerd; het „beroep” van huisvrouw sluit

daar min of meer bij aan en is daardoor voor vrouwen met een dergelijke opleiding wellicht een gemakkelijker aanvaardbaar alternatief.

Wanneer men de variabele jaar van schoolverlaten uit het model weglaat, vindt men veel grotere effecten van leeftijd en diplomabezit; tabel 8 illustreert dat. Dit verschijnsel verdient de aandacht omdat bij studies naar de arbeidsmarktparticipatie van (jonge) vrouwen zelden of nooit met het jaar van schoolverlaten rekening wordt gehouden. Dit leidt er toe dat het effect van wel opgenomen variabelen aanmerkelijk wordt overschat.

6. Samenvatting en conclusies

De beroepsdeelneming van vrouwen wordt in het traditionele participatiemodel grotendeels verklaard vanuit „huiselijke kenmerken van de vrouw zoals haar burgerlijke staat, kindertal, en kenmerken van de eventuele echtgenoot (beroep, inkomen) en kinderen (aantal, leeftijd). De sterke stijging in de afgelopen decennia van de deelnemingspercentages van vooral jonge gehuwde vrouwen wordt vaak zo uitgelegd dat er een grote toestroom van gehuwde vrouwen naar de arbeidsmarkt zou bestaan.

In feite zijn er andere zaken aan de orde, zoals (veranderingen in) de leeftijd waarop men het onderwijs verlaat, de huwelijksleeftijd, het tijdsinterval tussen de huwelijksluiting en de geboorte van het eerste kind. Een toestroom van gehuwde vrouwen op jeugdige leeftijd is er eigenlijk niet of nauwelijks. Van een *reële* stijging in beroepsdeelneming van jonge vrouwen kan men slechts spreken wanneer vrouwen (ongeacht burgerlijke staat) na het verlaten van de school langer op de arbeidsmarkt blijven. Dit was zeker niet de overheersende hand van de jaren zestig en zeventig, al gaat het nu wel die richting uit.

Omdat de gangbare deelnemingspercentages misverstanden oproepen en een te statisch beeld van de arbeidsmarktparticipatie geven, verdient het aanbeveling de ontwikkeling van de beroepsbevolking in de eerste plaats met behulp van stroomgegevens in kaart te brengen. Het ligt voor de hand daarbij aansluiting te zoeken bij de onderwijsstatistieken.

Bij de analyse van de beroepsdeelneming door jonge vrouwen is een zeer belangrijk kenmerk het aantal jaren dat men van school is. Betrekkelijk weinig vrouwen verlaten de arbeidsmarkt in de eerste 5 jaar na de schoolperiode; daarna komt echter een grote uittocht op gang.