

---

Die effek van biografiese  
eienskappe op die  
salarisstruktuur van  
gegradueerde onderwysers

1982

001 • 3072068 HSRC  
MM 86

---

Raad vir Geesteswetenskaplike  
Navorsing

S.A. Instituut vir  
Mannekragnavorsing



RGN · HSRC

---

**RGN**

**RAAD VIR  
GEESTESWETENSKAPLIKE  
NAVORSING**

**BIBLIOTEK  
LIBRARY**

**HSRC**

**HUMAN  
SCIENCES RESEARCH  
COUNCIL**

35470014



RAAD VIR GEESTES

RGN-BIBLIOTEEK  
HSRC LIBRARY

VERVALDATUM/DATE DUE

--	--	--	--

**EIENSKAPPE  
KTUUR VAN  
JERWYSERS**

. Stumpf, M.A.  
B.Com.(Hons.)

SUID-AFRIKAANSE INSTITUUT VIR MANNEKRAGNAVORSING  
WAARNEMENDE DIREKTEUR: S.S. TERBLANCHE

PRETORIA  
1982



Verslag Nr. **MM-86**

*Kopiereg voorbehou*  
Prys: R2,40  
(AVB ingesluit)



**RGN BIBLIOTEK HSRC**  
**LIBRARY**

1982 -05- 27

<b>STANDKODE</b> 001-3072065 HSRC MM 86	<b>REGISTERNOMMER</b>  054708	  4
<b>BESTELNOMMER</b> 9		

ISBN 0 86965 860 3

## INHOUD

	BLADSY
SUMMARY/OPSOMMING	iv
1 INLEIDING EN DOELSTELLING	1
2 ONDERSOEKGROEP	2
3 DIE VERGOEDINGSFUNKSIE-TEGNIK	3
4 DIE SALARISOUDERDOMSPROFIEL VIR ONDERWYSERS	5
5 DIE FUNKSIONELE VORM VAN DIE VERGOEDINGSFUNKSIE	8
6 SKYNVERANDERLIKES	10
7 INTERAKSIES TUSSEN VERANDERLIKES	11
8 VORDERING IN DIE BEROEP EN SALARIS	11
9 VERANDERLIKES WAT IN DIE MODEL INGESLUIT IS	11
10 REGRESSIERESULTATE	12
10.1 Die salarisverskil geassosieer met geslag	13
10.2 Die salarisverskil geassosieer met huwelikstaat by onderwyseresse	16
10.3 Die salarisverskil geassosieer met kwalifikasie	17
10.4 Die salarisverskil geassosieer met die studierigting van die hoogste kwalifikasie	22
10.5 Die salarisverskil geassosieer met die vak waarin onderrig gegee word	23
11 SAMEVATTING EN GEVOLGTREKKINGS	26
12 SYNOPSIS AND CONCLUSIONS	28
BRONNELYS	30

## TABELLE

BLADSY

1	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG OP 1 MAART 1979 EN 1 MAART 1981	14
2	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG VIR ONDERWYSERS EN ONGETROUDE ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981	15
3	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG VIR ONDERWYSERS EN GETROUDE ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981	15
4	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG TEN OPSIGTE VAN VERSKILLENDE OUDERDOMSGROEPE OP 1 MAART 1981	15
5	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET HUWELIKSTAAT TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981	16
6	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET HUWELIKSTAAT TEN OPSIGTE VAN DIE DRIE OUDERDOMSGROEPE: JONG, MIDDELJARIGE EN OUER ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981	17
7	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS EN ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981	18
8	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL TEN OPSIGTE VAN DIE VERSKILLENDE OUDERDOMSGROEPE GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE VIR MANS OP 1 MAART 1981	19
9	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL TEN OPSIGTE VAN DIE VERSKILLENDE OUDERDOMSGROEPE GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE VIR VROUE OP 1 MAART 1981	20
10	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS OP 1 MAART 1981, 1979, 1977 EN 1975	20
11	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS TEN OPSIGTE VAN MANS GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIEVERBETERING IN 1975, 1977, 1979 EN 1981	21
12	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS TEN OPSIGTE VAN MIDDELJARIGE ONDERWYSERS GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE IN 1975, 1977, 1979 EN 1981	21
13	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS TEN OPSIGTE VAN JONG ONDERWYSERS GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE IN 1975, 1977, 1979 EN 1981	21
14	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET STUDIERIGTING TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS EN ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1979	22
15	GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET DIE VAK WAARIN DAAR ONDERRIG GEGEE WORD, TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS OP 1 MAART 1977 EN 1975	23
16	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET DIE VAK WAARIN DAAR ONDERRIG GEGEE WORD, TEN OPSIGTE VAN DIE OUDERDOMSGROEPE VAN MANSONDERWYSERS IN 1977	24
17	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET HOOFVAK GENEEM TEN OPSIGTE VAN MANS OP 1 MAART 1981	25
18	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET DIE HOOFVAK GENEEM TEN OPSIGTE VAN DIE MANS VERDEEL IN OUDERDOMSGROEPE OP 1 MAART 1981	26
19	GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET DIE HOOFVAK GENEEM TEN OPSIGTE VAN VROUE OP 1 MAART 1981	26

FIGURE

	BLADSY	
1	GRAFIESE VOORSTELLING VAN DIE VERGOEDINGSFUNKSIE (1)	5
2	SALARISOUDERDOMSPROFIEL VAN GEGRADUEERDE ONDERWYSERS (TOT HOOF S1) OP 1 MAART 1981	6
3	SALARISOUDERDOMSPROFIEL VAN GEGRADUEERDE ONDERWYSERESSE (TOT HOOF S1) OP 1 MAART 1981	7

## SUMMARY

Graduated teachers who participated in the HSRC wage surveys in 1975, 1977, 1979 and 1981 were used as the investigation group. With the aid of multiple linear regression techniques the differences in salaries associated with sex, marital status, qualifications, subject taught, age and experience, were estimated. The aim of this study is to develop an analysis technique which is sensitive enough to point out differences in the strongly structured salaries of teachers, and which can therefore also be used effectively in the analysis of other occupations.

## OPSOMMING

Gegradueerde onderwysers wat in 1975, 1977, 1979 en 1981 aan die RGN se loonopnames deelgeneem het, is as ondersoekgroep gebruik. Met behulp van meervoudige lineêre regressietegnieke is die salarisverskille wat met geslag, huwelikstaat, kwalifikasie, vak waarin onderrig gegee word, ouderdom en ervaring geassosieer word, geskat. Die doel met hierdie studie is om 'n ontledingstegniek te ontwikkel wat sensitief genoeg is om verskille in die sterk gestruktureerde salarisse van onderwysers uit te wys en dus ook effektief in die ontleding van ander beroepe gebruik sal kan word.



Een van die take van die RGN se Instituut vir Mannekragnavorsing (SAIMAN) is om op 'n deurlopende grondslag die mannekragvraag en -aanbodsituasie in die RSA te ondersoek en verskeie studies wat oor die arbeidsmag as geheel (bv. Vermaak, 1978) sowel as spesifieke beroepe (bv. Van Pletzen, 1981) handel, is reeds gepubliseer. Vir 'n gebalanseerde volkshuishouding is die toewysing van arbeid tussen die verskillende sektore asook tussen die verskillende ondernemings in 'n sektor, 'n saak van groot belang. Oor die algemeen kan gesê word dat die toewysing van arbeid deur die prysmeganisme (loon) gereël word. Dit is dus die ideaal dat loone as veranderlike ingesluit sal word in studies wat oor vraag en aanbod van arbeid handel. Daar bestaan egter groot meningsverskille oor die wyse waarop loone die vraag en aanbod van arbeid beïnvloed. Phelps (1955: 443) sê byvoorbeeld: "Wage theory has been the subject of considerable discussion by economists and the results are as lacking in uniformity as the pattern of wages itself." Boshoff (1971) in 'n studie oor die rol van loone in die volkshuishouding wys daarop dat die arbeidsmark in so 'n mate van die ideale mark (wat gewoonlik die basis van teoretiese beskouings vorm) afwyk, dat die teorieë nie juis veel bydra tot begrip van die werklike realiteite nie. Om loone as veranderlike in te bou in veral studies wat oor die arbeidsmag as geheel handel, is dus geen eenvoudige taak nie al sou inligting oor loonpeile van verskillende beroepe of groepe beskikbaar wees.

In die studies van SAIMAN wat oor die vraag- en aanbodsituasie handel, word spesiale klem op hoëvlakmannekrag (HVM), dit wil sê die werkers in professionele, semi-professionele, tegniese en bestuursberoepe, geplaas. Hierdie groep werkers maak 'n relatief klein persentasie van die arbeidsmag uit (12,1 % in 1979 as huisbediendes en landbouwerkers nie in berekening gebring word nie), maar speel 'n besondere rol in die ontwikkeling van 'n land. Die toewysing van HVM tussen die verskillende sektore in die volkshuishouding is dus ook van besondere belang en ook in hierdie opsig sal loone 'n besliste rol speel. Die RGN het daarom in 1973 begin om elke tweede jaar opnames te onderneem oor die loonstruktuur van gegradueerdes, wat 'n belangrike deel van HVM uitmaak en in wie se opleiding groot bedrae geld belê is. Die inligting wat hierdie opnames lewer, vind reeds wye gebruik in die vasstelling van loonpeile in sowel die privaat- as openbare sektore.

Studies oor die rol van loone in die toewysing van HVM soos die van Freeman (1971) vereis as gevolg van tydsloerings 'n tydreeks van ongeveer 20 jaar. Die RGN se opnames dek tans 8 jaar en bevat 5 punte oor tyd sodat die metode tans nog nie bruikbaar is nie.

Dit is bekend dat behalwe markeffekte, verskillende biografiese eienskappe soos ouderdom, geslag en opleidingspeile met loondifferensiale verband hou. Die rol van hierdie eienskappe wissel egter van beroep tot beroep en van studierigting tot studierigting. 'n Ontleding van die loonopnames wat meer lig sal werp op die rol van dié eienskappe in die loonpeilbepaling van die verskillende beroepsrigtings, sal bydra

tot die kennis van die dinamiek van die arbeidsmark en dus ook van die wyse waarop vraag en aanbod deur loonpeile beïnvloed word.

Die doel met hierdie studie is om 'n ontledingstegniek te ontwikkel wat gebruik kan word om die verband of assosiasies tussen biografiese eienskappe en loonpeile te beskryf.

Die onderwysberoep is vir hierdie doel gekies omdat

(a) relatief groot getalle mans- en vroue-onderwysers aan die loonopnames deelneem en dit dus die verdeling in verskillende subgroepe moontlik maak sonder dat die groepe te klein vir ontleding word;

(b) die lone van onderwysers sterk gestruktureerd is en die struktuur bepaal word op grond van

- (i) kwalifikasiepeil,
- (ii) ervaring,
- (iii) rang (onderwyser, departementshoof, ens.), en
- (iv) geslag;

(c) markeffekte, dit wil sê die rol van vraag en aanbod, soos in ander dele van die owerheidsektor, minder direk by die vasstelling van die vergoedingstruktuur in aanmerking geneem word;

(d) inligting oor die vergoedingstruktuur bekend is sodat loondifferensiale wat deur die tegniek uitgewys word, in die lig van bekende feite beoordeel kan word en afleidings oor die sensitiwiteit van die tegniek dus moontlik is.

## 2 ONDERSOEKGROEP

Vir die ondersoek is gebruik gemaak van die RGN se opnames van 1981, 1979, 1977 en 1975 oor die loonstruktuur van gegradueerde en gelykwaardiggekwalifiseerde persone. Persone wat hul beroep as onderwyser of as hoof van 'n skool aangedui het, is by die ondersoek betrek. In 1979 is 5 008 onderwysers en hoofde uit die opnames geïdentifiseer en in 1981 4 426. Aangesien daar in 1978 ongeveer 15 000 gegradueerde onderwysers (tot Hoof S1) in alle Blanke skole was, beteken dit dat minstens 34 % van die gegradueerde onderwysers in die RSA by die 1979-opname betrek is. In die 1977- en 1975-opnames is amper 35 % van alle manlike Blanke gegradueerde onderwysers in die Republiek van Suid-Afrika betrek. Die getal onderwysers in die 1981-opname teenoor die totale getal gegradueerde onderwysers in 1981, kan weens 'n gebrek aan die nodige gegewens nog nie bereken word nie.

In die ondersoek word in 'n groot mate gebruik gemaak van die beginsels wat in *The Economics of Teacher Supply* (Zabalza, Turnbull en Williams 1979) beskryf is.

Meervoudige lineêre regressietegnieke is toegepas om die parameters van 'n vergoedingsfunksie te skat waarin salaris (loon) in verband gebring is met sekere voorafbepaalde eienskappe. 'n Vergoedingsfunksie is 'n wiskundige funksie tussen individuele vergoeding (salaris) en verskeie voorafbepaalde biografiese eienskappe soos geslag, ouderdom, ensovoorts. 'n Voorbeeld van so 'n funksie is:

$$\begin{aligned} \text{SALARIS} &= f(\text{OUDERDOM, GESLAG}) + \text{FOUTTERM} \\ \text{Indien } Y &= \text{SALARIS} \\ X &= \text{OUDERDOM} \\ G &= \text{GESLAG} \\ E &= \text{FOUTTERM} \end{aligned}$$

kan bogenoemde ook geskryf word as:

$$Y = f(X, G) + E$$

Die vorm van die vergoedingsfunksie is van deurslaggewende belang en kan onder andere lineêr of nie-lineêr van aard wees. 'n Voorbeeld van 'n lineêre (dit is lineêr in die parameters) vergoedingsfunksie is:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 G + E \quad (1)$$

Die regressiekoëffisiënte ( $\beta$ 's) word uit die waargenome data geskat ( $\beta_0$  verteenwoordig die afsnitterm in die grafiese voorstelling in drie dimensies van bogenoemde funksie). Die interpretasie van die vergoedingsfunksie berus grotendeels op die teken (dit is positief of negatief), grootte en die betekenisvolheid (al dan nie) van die geskatte regressiekoëffisiënte.

Die term E in (1) verteenwoordig 'n ewekansige foutterm wat in 'n geldige regressieanalise aan sekere teoretiese vereistes moet voldoen (Wonnacott en Wonnacott 1979: 15-18). Uit 'n ontleding van die residuwaardes (die verskil tussen die waargenome en geskatte salaris met behulp van die model) kan in 'n mate bepaal word in hoeverre dié teoretiese aannames betreffende die foutterm bevredig word al dan nie.

Die ander veranderlikes in die model word gewoonlik soos volg omskrywe: Y (SALARIS) verteenwoordig die afhanklike veranderlike en X (OUDERDOM) en G (GESLAG) verteenwoordig die verklarende of onafhanklike veranderlikes. Die verklarende veranderlikes word gewoonlik gekies op grond van die voorafopgestelde hipoteses ten opsigte van hulle effek op salaris. Die keuse van 'n te groot aantal verklarende veranderlikes kan daartoe lei dat die vergoedingsfunksie te kompleks word. Tegnieke soos die verskillende stapsgewyse regressies word gebruik om die beste (in terme van verklarings-

vermoë) veranderlikes uit 'n groot aantal verklarende veranderlikes te kies (Draper en Smith 1966: 163-195; Seber 1977: 371-381).

Aangesien die veranderlike  $G$  (GESLAG) in (1) slegs twee moontlike waardes kan aanneem word so 'n veranderlike gewoonlik gekodeer met die waardes 0 of 1. Alhoewel dit nie 'n rol speel watter getal met watter geslag geassosieer word nie, is in dié ondersoek die kodering

$$G = 1 \text{ vir mans}$$

$$G = 0 \text{ vir vroue}$$

deurgaans gebruik. Die tipe veranderlikes staan as skynveranderlikes bekend en  $\beta_2$  in (1) verteenwoordig die geskatte verskil tussen die salaris van 'n onderwyser en 'n onderwyseres met dieselfde ouderdom.

Vir mans word (1) dus:

$$\begin{aligned} Y &= \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 + E \\ &= (\beta_0 + \beta_2) + \beta_1 X + E \\ &= \beta_0' + \beta_1 X + E \end{aligned}$$

en vir vroue word (1):

(2)

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + E$$

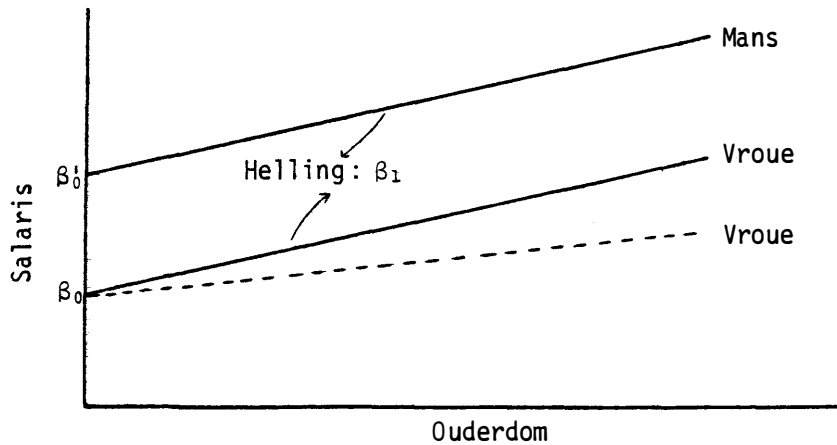
Indien die veranderlike  $X$  kontinu is, stel  $\beta_1$  in (1) (so ook in (2)) die helling (tempo van verandering) voor van die lineêre verwantskap tussen salaris en ouderdom. Die teken van  $\beta_1$  sou bepaal of daar 'n salaristoename of -afname met stygende ouderdom gepaard gaan. Uit (2) is dit duidelik dat dié model die aanname van 'n gemeenskaplike helling vir mans en vroue maak (beide het helling  $\beta_1$ ).

Figuur 1 illustreer op grafiese wyse die aannames wat in die lineêre additiewe model (1) gemaak is. Die helling ( $\beta_1$ ) bly konstant oor alle ouderdomme wat beteken dat dié model 'n konstante geskatte salarisverskil by alle ouderdomme tussen mans en vroue sal weergee. Indien die verskil tussen onderwysers en onderwyseresse se salaris in werklikheid nie konstant is nie (dit is die mans en vroue se profiele het verskillende hellings) oor alle ouderdomme, sal die waarde van  $\beta_1$  verkry vanaf (1) slegs die gemiddelde van al die variërende verskille oor ouderdom aandui (dié aspek word met die stippellyn in figuur 1 geïllustreer).

Indien die werklike salarisouderdomsprofiel nie lineêr is nie, sal die toepassing van (1) hoogs onbetroubare resultate lewer en nie 'n beeld van die werklikheid gee nie. Die vorm van die vergoedingsfunksie moet dus eenvoudig en maklik interpreteerbaar wees, maar terselfdertyd so na as moontlik die werklikheid omskrywe. Die keuse van die vorm van die vergoedingsfunksie word gewoonlik op grond van (a) vorige

studies en bevindinge, (b) die grafiese verloop van die salarisouderdomsprofiel en (c) sekere teoretiese oorweginge gedoen.

FIGUUR 1  
GRAFIESE VOORSTELLING VAN DIE VERGOEDINGSFUNKSIE (1)



#### 4 DIE SALARISOUERDOMSPROFIEL VIR ONDERWYSERS

Figuur 2 toon die salarisouderdomsprofiel van onderwysers (tot Hoof S1) in 1981. Dié salaris verteenwoordig bruto salaris per jaar soos op 1 Maart 1981. Die salarisaanpassings wat op 1 April 1981 in werking getree het, word dus nie hier weer-spieël nie. Die salarisouderdomsprofile vir 1979, 1977 en 1975 vertoon deurgaans dieselfde verloop en word derhalwe nie aangegee nie.

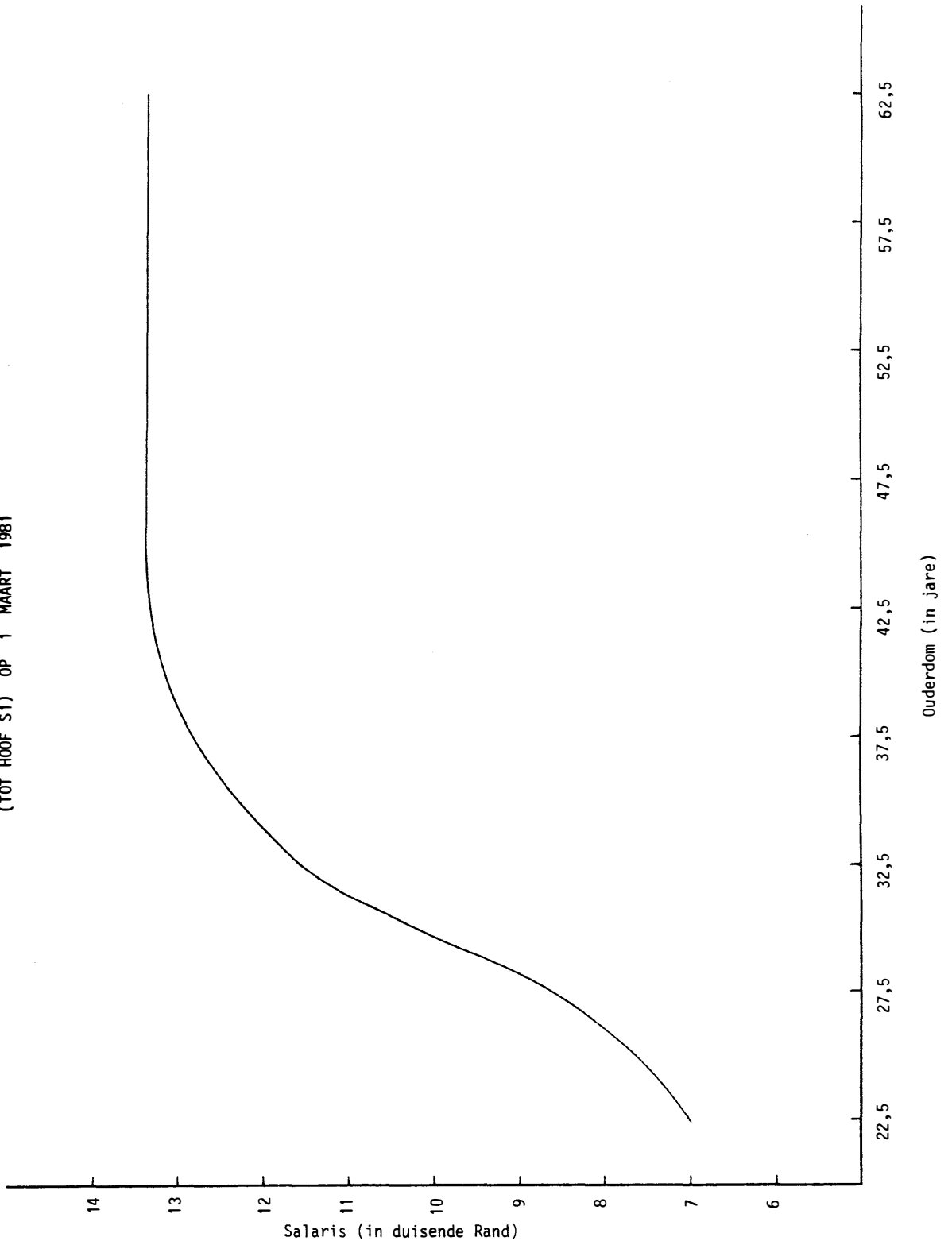
Aangesien die oorgrote meerderheid gegradueerde onderwysers aan sekondêre skole verbonde is, verteenwoordig die profiel in 'n groot mate die salarisouderdomsprofiel van sekondêreskoolonderwysers. Die profiel toon slegs die verloop van mediaansalaris teenoor ouderdom (die mediaan en nie die gemiddelde salaris nie word gebruik, aangesien die rekenkundige gemiddelde baie gevoeliger is vir ekstreme waardes).

Uit figuur 2 volg dat die tempo van salarisverandering oor die algemeen afneem tot ongeveer 42,5 jaar waarna daar min verandering volg. Laasgenoemde beteken dat salaris vinnig toeneem by die jonger mans (20-30 jaar), baie minder vinnig toeneem by die middeljarige mans (30-40 jaar) en bykans glad nie toeneem by die ouer mans (40-65 jaar) nie. Dieselfde patroon doen hom voor vir 1981 indien die salariservaringsprofile beskou word.

Figuur 3 toon dat vir die onderwyseresse daar oor die algemeen 'n vinnige toename is in salaris teenoor ouderdom vir die jonger onderwyseresse (20-30 jaar) waarna daar 'n afplating plaasvind. Die afplating is heelwaarskynlik die gevolg van die her-toetrede van die getroude onderwyseresse wat op 'n hoër ouderdom maar met min ervaring (gevolglik 'n laer salaris) weer terugkom na die onderwys.

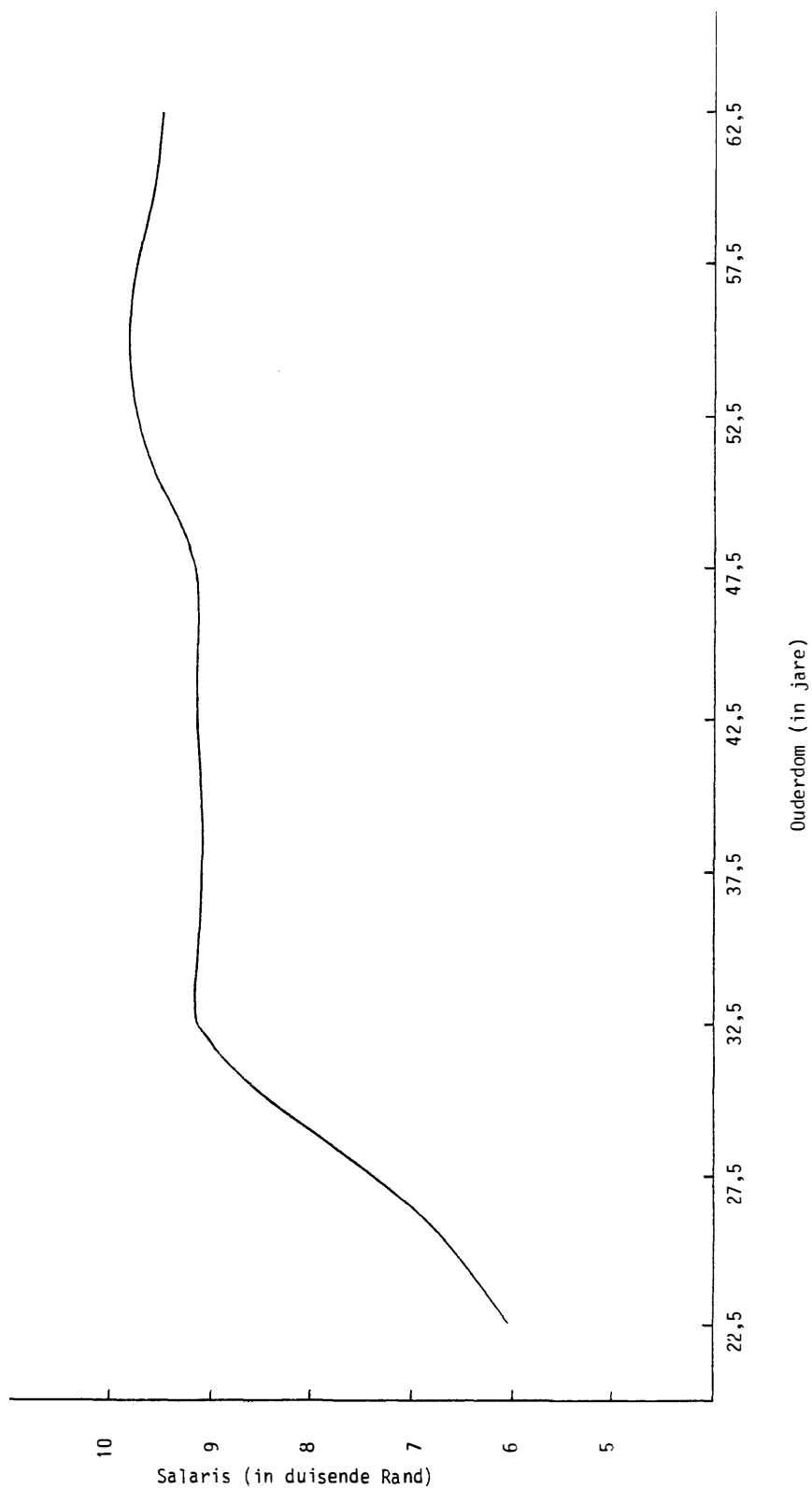
FIGUUR 2

SALARISOUWDERDOMSPROFIEL VAN GEGRADUEERDE ONDERWYSERS  
(TOT HOOF S1) OP 1 MAART 1981



FIGUUR 3

SALARISOUDERDOMSPROFIEL VAN GEGRADUEERDE ONDERWYSEKERS  
(TOT HOOF S1) OP 1 MAART 1981



Uit die verloop van die salarisouderdomsprofiele in die vorige paragraaf is dit duidelik dat 'n reglynige verband tussen salaris en ouderdom nie 'n getroue beeld van die werklikheid ten opsigte van onderwysers sal gee nie. Derhalwe is verskeie alternatiewe funksionele verbande ondersoek.

Die eerste model wat ondersoek is, word deur die volgende funksionele verband gegee:

$$\log(Y/\alpha - Y) = \beta_0 + \beta_1 X + E \quad (3)$$

waarby  $\alpha$ , die maksimum salaris van hoofde S1 voorstel. Die aangepaste logistiese model het nie aan die verwagtings ten opsigte van passing voldoen nie. Die rede hiervoor is dat die oorgrote meerderheid van onderwysers op die databasis nie hoofde is nie en vir wie die waardes van  $\alpha$  nie realistiese asimptotiese salariswaardes voorstel nie.

Die volgende model wat gepas is, word gegee deur die funksionele verband:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \log(X) + E \quad (4)$$

Die voorstelling van die residuwaardes teenoor ERVARING het besliste tekens van nie-konstante variansies van die foutterme getoon sodat (5) derhalwe gepas is.

$$\log(Y) = \beta_0 + \beta_1 \log(X) + E \quad (5)$$

Die probleem van die nie-konstante variansies van die foutterme is in 'n groot mate deur die log-transformasie op SALARIS in (4) toe te pas, beperk. Beide (5) en (4) gee egter 'n swak passing vir lae waardes van ERVARING(of OUDERDOM).

Die derde vergoedingsmodel wat beskou is, is die paraboliese vorm:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + E \quad (6)$$

Indien die salarisouderdomsprofiele beskou word, is dit duidelik dat die groei in salaris al hoe vinniger afneem namate ouderdom toeneem. Dit beteken dat by hoër ouderdomme die tempo van salarisverandering neig na 0 en in sommige gevalle, soos in 1975, selfs lei tot 'n salarisafname. Dié verskynsel word dikwels bevredigend deur 'n paraboliese vorm beskryf waar die tweede-magsterm bogenoemde effekte weerspieël. Die model het ook die voordeel bo (3) dat dit baie makliker interpreteerbaar is. Redelik goeie verklaringsvermoëns is verkry, maar 'n analise van die residuwaardes het gedui op die moontlike aanwesigheid van heteroskedastisiteit (dit is ongelyke variansies van die foutterm). Die voorstelling van die residuwaardes teenoor X (of Z) vir (6) het oor



die algemeen divergerende kegelvormige voorstellings gelewer wat heelwaarskynlik 'n aanduiding van nie-konstante variansies beteken. Pogings om geweege kleinste vierkante regressies uit te voer, het weens die spesifiseringsprobleme verbonde aan die wegingsfaktor nie veel beter resultate as die ongeweege kleinste vierkante regressies opgelewer nie.

Een van die grondliggende aannames waaronder meervoudige regressie toegepas word, is dat die variansies van die foutterme konstant moet wees (homoskedastisiteit). Die log-transformasie het gewoonlik (veral indien groot steekproewe ter sprake is) die stabilisering van variansies tot gevolg (Kendall en Stuart 1976: 90-94).

Spreadingdiagramme van salaris teenoor ouderdom toon dat die verdeling van salaris binne 'n gegewe ouderdom oor die algemeen nie simmetries is nie. By die jonger onderwyseresse is die verdeling positief skeef terwyl by die mans en die ouer onderwyseresse die verdeling wissel van redelik simmetries tot selfs negatief skeef. (Mans-onderwysers neig om by 'n hoër ouderdom aan die bo-punt van hulle salarisskale gekonsentreerd te wees.) Hieruit volg dat in (6) die foutterm heelwaarskynlik nie normaal verdeel is soos deur die toepassing van die tegniek van meervoudige regressie vereis word nie.

Oor die algemeen is dus gevind dat die variansies van die foutterme met ouderdom toegeneem het. Om dié probleem op te los, is die volgende model voorgestel:

$$\begin{aligned} \log(Y) &= \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + E \text{ of} & (7) \\ Y &= \text{eks } (\beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + E) \end{aligned}$$

In 1979 is (7) met beide  $X = \text{OUDERDOM}$  en  $Z = \text{ERVARING}$  ontleed. Die twee veranderlikes is baie hoog gekorreleerd (vir mans:  $r = 0,9547$  en vir vroue:  $r = 0,8689$ ) en behoort dus redelik ooreenstemmende resultate te lewer. In al die toepassings het  $Z$  geblyk 'n beter verklarende veranderlike te wees in model (7) as  $X$ . Die regressies met  $Z$  as verklarende veranderlike het telkens 'n beter statistiese passing (dit is 'n hoër  $F$ -waarde) en ook 'n hoër verklaringsvermoë (dit is  $R^2$ -waarde) getoon. 'n Moontlike verklaring van dié verskynsel is die volgende: Die onderwysers se salarisstruktuur is streng gekoppel aan die beginsel van 'n jaarlikse inkrement vir diens gelewer, totdat die maksimum van die skaal in die betrokke rang bereik word. Hierna tree geen outomatiese inkremente in werking nie totdat bevordering plaasvind. Daar kan dus verwag word dat die insluiting van 'ERVARING' as 'n verklarende veranderlike die betekenisvolheid van ander veranderlikes in die model sal verhoog.

Die log-transformasie was redelik suksesvol in die stabilisering van variansies veral met  $Z = \text{ERVARING}$  as verklarende veranderlike.

Die beroeps- en persoonlike-eienskappe-veranderlikes wat in die model (7) ver-  
deraan ingesluit is, is in teenstelling met byvoorbeeld Z (ervaring in jare en maande)  
nie kontinue nie maar kategoriese veranderlikes. Die veranderlike K = KWALIFIKASIE  
neem byvoorbeeld die kodewaardes 4 tot 8 aan (dit is B-graad tot D-graad). Die kode-  
waardes is kwalitatief van aard en verteenwoordig nie werklike numeriese waardes nie.  
Die tipe veranderlike word met die tegniek van skynveranderlikes in die model ingevoer.

Vyf skynveranderlikes is soos volg gedefinieer:

- K4 = 1 indien slegs 'n B.-graad  
= 0 andersins
- K5 = 1 indien 'n B.-graad + Diploma  
= 0 andersins
- K6 = 1 indien 'n Honneursgraad + Diploma  
= 0 andersins
- K7 = 1 indien 'n Meestersgraad + Diploma  
= 0 andersins
- K8 = 1 indien 'n Doktorsgraad + Diploma  
= 0 andersins

In 'n werklike regressietoepassing word daar slegs vier van die vyf kategorieë  
ingesluit deur hulle as skynveranderlikes in die model op te neem terwyl die vyfde  
kategorie as verwysingskategorie dien.

In die model:

$$\log(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \beta_4 K4 + \beta_6 K6 + \beta_7 K7 + \beta_8 K8 + E \quad (8)$$

dien die kategorie B.-graad + Diploma as verwysingskategorie. Die geskatte log(Y)-  
waarde van 'n persoon met 'n Honneursgraad + Diploma word gegee deur:

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X + \hat{\beta}_2 X^2 + \hat{\beta}_6 \quad (9)$$

waar die  $\hat{\beta}$ 's die geskatte regressiekoëffisiënte aandui. Hierteenoor word die geskatte  
log(Y)-waarde van 'n persoon met 'n B.-graad + Diploma gegee deur:

$$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X + \hat{\beta}_2 X^2 \quad (10)$$

Die verskil tussen (9) en (10), naamlik  $\hat{\beta}_6$ , dui dus die geskatte verskil in  
log(Y) aan tussen die twee kwalifikasiekategorieë waarby vergelykbare ouderdomswaardes  
veronderstel word. Bogenoemde beteken dat twee onderwysers van dieselfde ouderdom  
maar met die twee kwalifikasies 'n gemiddelde verskil van  $\hat{\beta}_6$  in log(SALARIS) sal onder-  
vind.

## 7 INTERAKSIES TUSSEN VERANDERLIKES

Die vergoedingsfunksie (7) en sy uitbreidings (byvoorbeeld (8)) is lineêr (in die parameters) en additief en sluit geen interaksie terme in nie. Dié model skat dus vaste verskille tussen die kategorieë onderwysers soos verteenwoordig deur die skynveranderlikes. Heelwaarskynlik bestaan daar egter wel interaksies tussen, byvoorbeeld, kwalifikasies en geslag (weens hul groter beroepsbewustheid is dit moontlik dat mans 'n groter neiging tot verbetering van hulle kwalifikasies sal toon as die vroue) gevolglik sal die salarisverskil tussen byvoorbeeld 'n onderwyser met 'n B.-graad + Diploma en een met 'n Honneursgraad + Diploma nie dieselfde wees by mans as by vroue nie. Benewens die komplekse interpretasies verbonde aan die interaksie-effekte, kan die invoer van interaksie-effekte deur twee skynveranderlikes multiplikatief by die model in te voeg die model baie lomp en moeilik hanteerbaar maak. Die koëffisiënte van dié skynveranderlikes kan dan nie gebruik word as 'n aanduiding van direkte verskille in salaris ten opsigte van die sogenaamde verwysingskategorie vir die betrokke beroeps- of persoonlike eienskap nie. In so 'n geval word 'n basissalaris gewoonlik geskat met 'n bybehorende standaardafwyking en 'n 95 %-betroubaarheidsinterval (Chatterjee en Price 1977: 83-85). Die effek van interaksies kan gewoonlik baie effektief ontleed word deur die regressies op die afsonderlike groepe (in dié geval mans en vroue) uit te voer. Waar moontlik is laasgenoemde benadering eerder as die invoer van interaksie-effekte gevolg.

## 8 VORDERING IN DIE BEROEP EN SALARIS

Onder die huidige salarisbeleid word die salaris van onderwysers feitlik uitsluitlik bepaal deur ervaring, kwalifikasie, gradering van pos en geslag. In dié ondersoek is 'gradering van pos' eintlik die primêre afhanklike veranderlike. Laasgenoemde volg daaruit dat salaris 'n maklike en betroubare numeriese skaal lewer waarop die onderwysersshiërgie geklassifiseer kan word.

Alhoewel daar dus oënskynlik 'n regressie van salaris op sekere verklarende veranderlikes uitgevoer word, bepaal die resultate in werklikheid hoe 'n onderwyser se loopbaan vorder in verhouding tot ander onderwysers van 'n vergelykbare ouderdom (ervaring) ensovoorts. 'n Positiewe salarisverskil beteken dus eintlik beter beroepsvoorsigte (heelwaarskynlik meestal vinniger bevordering). 'n Salarisverskil van byvoorbeeld 4 % vir wiskunde- bo taalonderwysers is dus 'n aanduiding dat vir onderwysers van dieselfde ouderdom, geslag en kwalifikasievlak, die wiskunde-onderwyser beter bevorderingsgeleentheid het as die taalonderwyser.

## 9 VERANDERLIKES WAT IN DIE MODEL INGESLUIT IS

Model (7) wat in die regressieanalises gebruik is, sluit die volgende veranderlikes in:

- (i) Die afhanklike veranderlike is in alle gevalle  $\log(Y)$ .
- (ii) Die onafhanklike (of verklarende) veranderlikes is die volgende:

- X = Ouderdom
- Z = Ervaring
- K4-K8 = Kwalifikasie (skynveranderlikes)
  - K4 = Slegs 'n B.-graad
  - K5 = B.-graad + Diploma
  - K6 = B.-Honneursgraad + Diploma
  - K7 = Meestersgraad + Diploma
  - K8 = Doktorsgraad + Diploma
- R1-R7 = Studierigting van kwalifikasie (skynveranderlikes)
  - R1 = Landbou (slegs onderwysers)
  - R2 = Musiek en Kuns
  - R3 = Ekonomiese wetenskappe
  - R4 = Opvoedkunde
  - R5 = Huishoudkunde (slegs onderwyseresse)
  - R6 = Suiwer geesteswetenskappe
  - R7 = Suiwer natuurwetenskappe
- V1-V6 = Vakke waarin onderrig gegee word (skynveranderlikes)
  - V1 = Wiskunde
  - V2 = Natuur- en Skeikunde
  - V3 = Biologie
  - V4 = Tale
  - V5 = Aardrykskunde en Geskiedenis
  - V6 = Handelsvakke
- H1-H3 = Huwelikstaat (skynveranderlikes)
  - H1 = Nooit getroud
  - H2 = Wedustaat of geskei
  - H3 = Getroud
- G = Geslag (skynveranderlikes)

Verskeie potensieel goeie verklarende veranderlikes was nie beskikbaar vir die ondersoek nie, soos

- (a) onderwyssektor (dit is primêr, sekondêr) en
- (b) wyse van kwalifikasie behaal (dit is met lof, sonder om enige jare te moet herhaal, ens.).

## 10 REGRESSIERESULTATE

Aangesien verskille in log (SALARIS) moeilik interpreteerbaar is, word alle salarisverskille in terme van persentasieverskille met betrekking tot salaris aangegee. Die persentasieverskil in salaris word verkry uit die model aangedui deur (7) wat ook geskryf kan word as:

$$\hat{Y} = \text{eks} \{ \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Z + \hat{\beta}_2 Z^2 + \hat{\beta}_3 G \} \quad (11)$$

waarin: Z  $\equiv$  ERVARING

G  $\equiv$  GESLAG = 1 vir manlik  
= 0 vir vroulik

$\hat{Y}$   $\equiv$  voorspelde log (SALARIS)

Vir 'n onderwyseres word (11) dus:

$$\hat{Y} = \text{eks} \{ \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Z + \hat{\beta}_2 Z^2 + 0 \}$$

Vir 'n onderwyser word (11) daarenteen:

$$\hat{Y} = \text{eks} \{ \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Z + \hat{\beta}_2 Z^2 + \hat{\beta}_3 \}$$

Die gemiddelde persentasieverskil in salaris tussen 'n onderwyser en 'n onderwyseres met dieselfde getal jare ervaring in die onderwysberoep, word dan:

$$100 \{ \text{eks} (\hat{\beta}_3) - \text{eks} (0) \} \text{ persent}$$

d.i.  $100 \{ \text{eks} (\hat{\beta}_3) - 1 \} \text{ persent}$

Die teken van  $\hat{\beta}_3$  in die regressieanalise bepaal of die salarisverskil positief of negatief is.

In die regressieresultate word daar geen poging aangewend om die regressiekoëffisiënte van X en X<sup>2</sup> (of Z en Z<sup>2</sup>) te interpreteer nie. Die rede hiervoor is dat X en X<sup>2</sup> baie hoog gekorreleerd is sodat die probleem van koliniariteit ontstaan. Die gevolg hiervan is dat dié skattings van die betrokke regressiekoëffisiënte hoogs onbetroubaar is (Mosteller en Tukey 1977: 280, 284-287).

Slegs 'n opsomming van die belangrikste resultate word hier aangegee. Die simbole \*\* en \* beteken deurgaans betekenisvol op 'n 1 %- en op 'n 5 %-peil van betekenis onderskeidelik. Die t-waardes van die betrokke persentasieverskil se oorspronklike regressiekoëffisiënt, benader tot een desimale plek, verskyn telkens langs die persentasieverskil tussen hakies.

#### 10.1 DIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG

Die regressieanalise is op twee modelle uitgevoer, naamlik:

Model 1:

$$\log(Y) = \beta_0 + \beta_1 Z + \beta_2 Z^2 + \beta_3 G + E$$

Model 2:

$$\log(Y) = \beta_0 + \beta_1 Z + \beta_2 Z^2 + \beta_3 G + \text{kwalifikasieveranderlikes} + E$$

Die motivering vir modelle 1 en 2 is om die bydrae van kwalifikasies tot die verklaringsvermoë van die eerste model te beoordeel. In dié afdeling kon slegs van die 1981- en 1979-datastelle gebruik gemaak word aangesien die 1977- en 1975-opnames

geen vroue ingesluit het nie. Verder is hier deurgaans van  $Z = \text{ERVARING}$  (en nie  $\text{OUDERDOM}$ ) as een van die verklarende veranderlikes gebruik gemaak. Die rede hiervoor is dat by onderwyseresse  $\text{OUDERDOM}$  en  $\text{ERVARING}$  minder sterk gekorreleerd is as by onderwysers weens die groter geneigdheid tot onderbrekings in onderwyseresse se beroepsloopbaan.

TABEL 1  
GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG OP 1 MAART 1979 EN 1 MAART 1981

Verskil	Model 1	
	1979	1981
Mans teenoor vroue	+25,8 (44,6)**	+27,1 (45,3)**
N	4446	4266
F	5975,9**	4689,9**
R <sup>2</sup>	0,8015	0,7678
Verskil	Model 2	
	1979	1981
Mans teenoor vroue	+23,7 (42,1)**	+24,6 (42,7)**
N	4446	4266
F	3262,4**	2637,0**
R <sup>2</sup>	0,8152	0,7879

Uit die geskatte persentasieverskil vir model 1 in 1981 volg dat 'n onderwyser en 'n onderwyseresse met dieselfde ervaring, 'n salarisverskil van ongeveer 27 % kan verwag. Indien kwalifikasies ook in ag geneem word, word dié verskil ongeveer 25 %. Uit die model is dit duidelik dat die byvoeging van kwalifikasieveranderlikes nie die verklaringsvermoë aanmerklik verbeter het nie. Daar kan verwag word dat met  $\text{OUDERDOM} = X$  as standaardiseringsveranderlike die salarisverskil nog groter sal wees aangesien vroue van die ouderdom A jaar oor die algemeen baie minder ervaring (dus kleiner salaris) het as mans van die ouderdom A jaar. ('n Regressieanalise op model 2 met  $\text{OUDERDOM}$  in plaas van  $\text{ERVARING}$  as verklarende veranderlike het 'n gemiddelde verskil in salaris van 29,8 % (teenoor 24,6 %) gelewer.)

Die verskil behoort veral opmerklik te wees by getroude onderwyseresse wat meer daartoe geneig sal wees om diensonderbrekings te toon weens veranderende huislike en persoonlike omstandighede.

Twee verdere analises, een op mans en ongetroude onderwyseresse en die ander een op mans en getroude onderwyseresse, het die volgende resultate gelewer.

TABEL 2

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG VIR ONDERWYSERS EN ONGETROUDE ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981

Verskil	Model 2
Mans teenoor ongetroude onderwyseresse	+20,4 (26,4)**
N	3132
F	2108,9**
R <sup>2</sup>	0,8019

TABEL 3

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG VIR ONDERWYSERS EN GETROUDE ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981

Verskil	Model 2
Mans teenoor getroude onderwyseresse	+25,9 (36,8)**
N	3386
F	1666,5**
R <sup>2</sup>	0,7474

Uit bogenoemde analise volg duidelik dat getroude onderwyseresse gemiddeld 'n groter salarisverskil teenoor 'n onderwyser met dieselfde jare ervaring en met dieselfde kwalifikasie sal toon as wat die geval by die ongetroude onderwyseresse is.

'n Soortgelyke ontleding as dié hierbo is gedoen op drie ouderdomsgroepe: jong onderwysers (30 jaar en jonger), middeljarige onderwysers (vanaf 31 tot 50 jaar) en ouer onderwysers (van 51 jaar tot 64 jaar). Hier word ondersoek of die verskil in salaris geassosieer met die effek van geslag al groter word namate ouderdom toeneem.

TABEL 4

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET GESLAG TEN OPSIGTE VAN VERSKILLENDE OUDERDOMSGROEPE OP 1 MAART 1981

Verskil	Model 2		
	Jong ond.*	Middeljarige ond.	Ouer ond.
Mans teenoor vroue	+16,9 (30,2)**	+29,7 (32,5)**	+27,6 (13,1)**
N	1538	2054	636
F	1078,8**	495,1**	70,9**
R <sup>2</sup>	0,7788	0,5920	0,4034

\*As gevolg van 'n te klein getal onderwysers met Magistergrade is die veranderlike K7 uit die model weggelaat.

Die salarisverskil neem wel toe vanaf jong onderwysers tot middeljarige onderwysers maar bly daarna nagenoeg konstant. 'n Soortgelyke tendens is ook vir 1979 gevind.

Die verklaring vir die tendens lê heelwaarskynlik in die dalende  $R^2$ -waardes. By ouer onderwysers is daar ander faktore behalwe ervaring, kwalifikasie en geslag wat n bydrae lewer tot die verklaring van variasies in salarisse.

Uit bogenoemde volg dat n onderwyser en onderwyseres met dieselfde jare ervaring en met dieselfde kwalifikasie kan verwag dat indien hulle in die middeljarige ouderdomsgroep val, hulle salarisse met ongeveer 30 % sal verskil. Die beroepsvooruitsigte van die middeljarige mansonderwyser is dus heelwat beter as die van die middeljarige onderwyseres.

## 10.2 DIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET HUWELIKSTAAT BY ONDERWYSERESSE

Die volgende kategorieë word onderskei:

- (i) Nooit getroud (die verwysingskategorie) - H1
- (ii) Weduwee / Geskei - H2
- (iii) Getroud - H3

Regressies met ervaring en kwalifikasies as ander verklarende veranderlikes het die volgende resultate opgelewer.

TABEL 5  
GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET HUWELIKSTAAT TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981

Verskil	
H2 teenoor H1	-3,4 (-2,2)*
H3 teenoor H1	-2,6 (-3,6)**
N	1908
F	541,3**
$R^2$	0,6660

Getroude vroue het dus oor die algemeen slegter beroepsvooruitsigte as hulle vergelykbare ongetroude kollegas.

Dieselfde analise is op die drie ouderdomsgroepe, naamlik jong (30 jaar en jonger), middeljarige (tussen 31 en 50 jaar) en ouer (tussen 51 en 64 jaar) onderwyseresse uitgevoer. Die verwagting is dat daar by jonger onderwyseresse geen salarisverskille geassosieer met huwelikstaat sal voorkom nie omdat baie van die getroude vroue in dié ouderdomsgroep n relatief ononderbroke diensteryn sal hê.

Die jonger onderwyseresse toon soos verwag is geen salarisverskil geassosieer met huwelikstaat nie. Uit die dalende  $R^2$ -waardes blyk weer eens dat ander effekte bo en behalwe dié in die model n belangrike rol speel in die verklaring van die variasie in salarisse by ouer onderwyseresse (kyk tabel 6).



TABEL 6

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET HUWELIKSTAAT TEN OPSIGTE VAN DIE DRIE OUDERDOMSGROEPE: JONG, MIDDELJARIGE EN OUER ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981

Verskil	Jong ond.	Middeljarige ond.	Ouer ond.
H3 teenoor H1	-0,7 (-1,2)	-8,0 (-5,1)**	-19,4 (-3,6)**
N	1008	625	159
F	529,9**	53,43**	6,59**
R <sup>2</sup>	0,7258	0,3416	0,2065

Volgens dié resultate het getroude middeljarige en getroude ouer onderwyseresse swakker beroepsvooruitsigte as hulle nooit getroude kollegas wat oor dieselfde jare ervaring en kwalifikasies beskik.

### 10.3 DIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE

Die volgende kwalifikasies word onderskei:

- (i) B.-graad sonder onderwysdiploma - K4
- (ii) B.-graad met onderwysdiploma - K5
- (iii) Hons.-graad met onderwysdiploma - K6
- (iv) M.-graad met onderwysdiploma - K7
- (v) D.-graad met onderwysdiploma - K8

Persone met 'n laeronderwysdiploma en 'n B.-graad sowel as dié met 'n hoëronderwysdiploma en 'n B.-graad word albei as 'n B.-graad met onderwysdiploma geklassifiseer. In dié analises het X (of Z), X<sup>2</sup> (of Z<sup>2</sup>) en studierigting as ander verklarende veranderlikes gedien. Twee modelle is deurgaans gebruik:

Model 1:

$$\log(Y) = \beta_0 + \beta_1 Z \text{ (of } X) + \beta_2 Z^2 \text{ (of } X^2) + \text{kwalifikasieskynveranderlikes} + E$$

Model 2:

$$\log(Y) = \beta_0 + \beta_1 Z \text{ (of } X) + \beta_2 Z^2 \text{ (of } X^2) + \text{kwalifikasieskynveranderlikes} + \text{studierigtingskynveranderlikes} + E$$

Die volgende studierigtings is onderskei:

- Landbou (slegs onderwysers)
- Musiek en Kuns
- Ekonomiese wetenskappe
- Opvoedkunde

Huishoudkunde (slegs vir onderwyseresse)

Suiwer geesteswetenskappe

Suiwer natuurwetenskappe

Vir onderwyseresse en vir onderwysers in 1981 is die skynveranderlike K8 = Doktorsgraad nie in die ontledings gebruik nie weens die lae getalle in die kategorie.

TABEL 7

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS EN ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1981

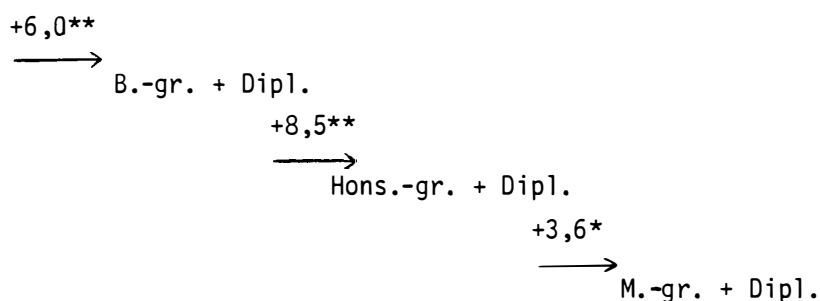
Verskil	Model 1 (Z = ERVARING)	
	Mans	Vroue
K4 teenoor K5	-6,0 (-5,5)**	-4,9 (-6,0)**
K6 teenoor K5	+8,5 (11,5)**	+8,5 ( 7,8)**
K7 teenoor K5	+12,4 ( 8,6)**	+15,3 ( 5,5)**
N	2324	1904
F	901,51**	763,24**
R <sup>2</sup>	0,6604	0,6678

Vir die 1979-opname is dieselfde tendense verkry as die wat hierbo aangegee is. Die salarisverskille was van dieselfde orde grootte as vir 1981.

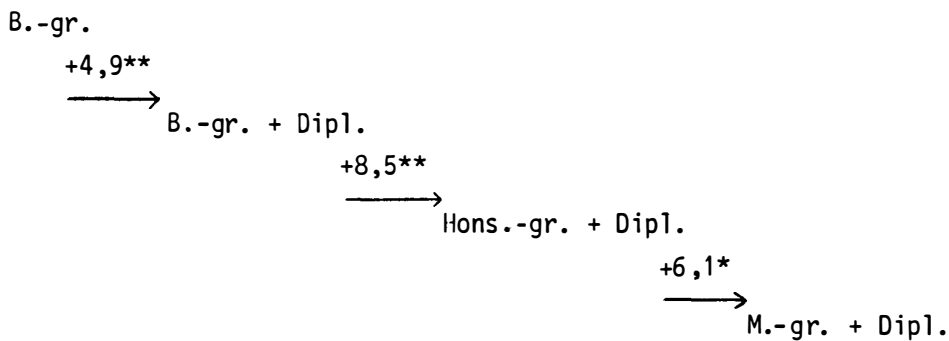
Tabel 7 toon dat vir beide mans en vroue 'n verbetering in kwalifikasie lei tot salariserkenning.

Die geskatte persentasie salarisverskil tussen die kwalifikasiepeile is soos volg:

B.-gr.



Ten opsigte van die vroue is die geskatte persentasie salarisverskil tussen die kwalifikasiekategorieë soos volg:



Indien die bogenoemde verskille met die ooreenstemmende verskille vir mans vergelyk word blyk dat vroue oor die algemeen dieselfde mate van erkenning vir kwalifikasieverbeteringe geniet.

Ten opsigte van beide die onderwysers en die onderwyseresse is regressie-analises vir die 1979-opname op grond van model 2 ook uitgevoer. Die bydrae van die studierigtingveranderlikes tot die verklaringsvermoë van dié model, was vir die onderwysers slegs 0,3 % en vir die onderwyseresse 0,2 %. Hieruit blyk dus dat studierigting nie 'n betekenisvolle bydrae lewer tot die verklaring van die variasie in salarisse nie en is die veranderlike nie verder in ag geneem nie.

Model 1 is ook op die onderwysers, verdeel oor die drie ouderdomsgroepe, uitgevoer. By die dames is die M.-graad + Diploma-kwalifikasie weggelaat aangesien die getalle met dié kwalifikasie, versprei oor die drie groepe, te klein is.

TABEL 8

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL TEN OPSIGTE VAN DIE VERSKILLENDE OUDERDOMSGROEPE GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE VIR MANS OP 1 MAART 1981

Verskil	Model 1 (Z = ERVARING)		
	Jong ond.	Middeljarige ond.	Ouer ond.
K4 teenoor K5	-4,8 (-3,8)**	-6,8 (-4,5)**	-7,3 (-1,8)
K6 teenoor K5	+8,7 ( 6,8)**	+8,0 ( 8,9)**	+5,3 ( 2,7)**
K7 teenoor K5	-	+13,4 ( 7,4)**	+8,5 ( 3,1)**
N	528	1378	411
F	262,5**	93,56**	12,74**
R <sup>2</sup>	0,6675	0,2543	0,1359

Uit tabel 8 volg dat die effek van kwalifikasieverbetering teen die hoër ouderdomme (bo 51 jaar) al so te sê uitgewerk is. Die dalende R<sup>2</sup>-waardes toon dat ander faktore as dié in die model ingesluit, by die hoër ouderdomme 'n belangrike rol in die verklaring van die variasie in salarisse speel. Die hoër R<sup>2</sup>-waarde vir jong onderwysers teenoor die ander waardes toon dat by jong onderwysers kwalifikasie 'n belangriker verklarende veranderlike is.

TABEL 9

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL TEN OPSIGTE VAN DIE VERSKILLENDE OUDERDOMSGROEPE GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE VIR VROUE OP 1 MAART 1981

Verskil	Model 1 (Z = ERVARING)		
	Jong ond.	Middeljarige ond.	Ouer ond.
K4 teenoor K5	-1,8 (-2,7)*	-6,9 (-3,9)**	-9,1 (-1,8)
K6 teenoor K5	+8,3 ( 7,4)**	+9,6 ( 5,3)**	+2,7 ( 0,6)
K7 teenoor K5	-	+10,2 ( 2,4)*	-
N	1024	676	190
F	615,19**	63,13**	2,69*
R <sup>2</sup>	0,7072	0,3202	0,0553

Die patroon van die persentasie salarisverskille is baie naby die verwagte. Die kwalifikasieverbetering het sy grootste effek op bevordering in die beroep by die middeljarige onderwyseresse.

Uit tabel 8 en tabel 9 volg dat die effek van kwalifikasie as verklarende veranderlike by beide mans- en vroue-onderwysers vinnig uitgewerk raak. In beide gevalle toon die vinnig dalende F-waardes dat die model n algaande slegter passing by die empiriese waarnemings gee.

Die patroon van salarisverskille ten opsigte van verbetering in kwalifikasie oor die jare 1975, 1977, 1979 en 1981 word vervolgens ondersoek. In al die ontleding word X = OUDERDOM as verklarende veranderlike (in plaas van Z = ERVARING) gebruik aangesien die 1975- en 1977-opnames nie die veranderlike Z bevat nie. Die analise is deurgaans op beide modelle 1 en 2 uitgevoer maar weens die uiters klein verskil tussen die twee modelle se verklaringsvermoëns word slegs model 1 se regressieresultate gegee.

TABEL 10

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS OP 1 MAART 1981, 1979, 1977 EN 1975

Verskil	Model 1			
	1981	1979	1977	1975
K4 teenoor K5	-6,0 (-5,4)**	-4,5 (-4,2)**	-6,8 (-6,1)**	-10,5 (-9,6)**
K6 teenoor K5	+7,9 (10,2)**	+7,2 ( 9,5)**	+6,9 ( 8,9)**	+5,6 ( 7,6)**
K7 teenoor K5	+13,0 ( 8,6)**	+12,3 ( 8,7)**	+7,5 ( 5,4)**	+5,2 ( 4,4)**
K8 teenoor K5	-	+13,3 ( 2,9)**	+7,7 ( 1,8)	+6,0 ( 1,8)
N	2401	2535	2535	2594
F	845,4**	881,7**	878,2**	745,51**
R <sup>2</sup>	0,6383	0,6767	0,6759	0,6337

Indien die salarisverskille vanaf 1975 tot 1981 beskou word, blyk uit die resultate dat salariserkenning vir verbetering in kwalifikasies al meer na vore kom. Die tendens word in tabel 11 duidelik aangetoon.

TABEL 11

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS TEN OPSIGTE VAN MANS GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIEVERBETERING IN 1975, 1977, 1979 EN 1981

	B.-graad + Diploma	B.-graad + Diploma	Hons.-graad + Diploma	M.-graad + Diploma	D.-graad + Diploma
1975	+10,5**	+5,6**	-0,4	+0,7	
1977	+ 6,8**	+6,9**	+0,5	+0,2	
1979	+ 4,5**	+7,2**	+1,7**	+1,4	
1981	+ 6,0**	+7,9**	+4,7**	-	

Vervolgens is die regressieanalises uitgevoer op die mans verdeel oor die ouderdomsgroepe: jong onderwysers (30 jaar en jonger), middeljarige onderwysers (tussen 31 en 50 jaar) en ouer onderwysers (bo 51 jaar). Soos verwag, volg dit baie duidelik by die ouer onderwysers dat ander faktore as kwalifikasies 'n groter rol speel om variasie in salarisse te verklaar. Uit die  $R^2$ -waardes vir ouer onderwysers, naamlik 0,0334 in 1975; 0,0226 in 1977; 0,0444 in 1979 en 0,0635 in 1981, volg bogenoemde afleiding duidelik.

TABEL 12

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS TEN OPSIGTE VAN MIDDELJARIGE ONDERWYSERS GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE IN 1975, 1977, 1979 EN 1981

Verskil	Model 1			
	1981	1979	1977	1975
K4 teenoor K5	-7,6 (-5,0)**	-4,3 (-3,7)**	-10,9 (-6,0)**	-11,2 (-6,5)**
K6 teenoor K5	+7,6 ( 8,3)**	+6,8 ( 7,9)**	+5,4 ( 6,2)**	+5,3 ( 6,4)**
K7 teenoor K5	+13,3 ( 7,1)**	+14,0 ( 8,3)**	+8,4 ( 4,5)**	+7,2 ( 4,5)**
N	1412	1498	1445	1447
F	78,34**	86,44**	68,7**	59,2**
$R^2$	0,2179	0,3173	0,2769	0,2478

TABEL 13

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS TEN OPSIGTE VAN JONG ONDERWYSERS GEASSOSIEER MET KWALIFIKASIE IN 1975, 1977, 1979 EN 1981

Verskil	Model 1			
	1981	1979	1977	1975
K4 teenoor K5	-2,0 (-1,4)	-3,9 (-2,1)*	-2,2 (-1,0)	-5,5 (-2,4)*
K6 teenoor K5	+7,1 ( 4,6)**	+6,1 ( 4,1)**	+7,0 ( 3,3)**	+4,3 ( 2,2)*
K7 teenoor K5	-	+6,9 ( 1,4)	+9,9 ( 1,9)	+8,6 ( 2,0)*
N	558	465	510	477
F	153,6**	95,2**	73,61**	86,9**
$R^2$	0,5262	0,6259	0,5408	0,5984

Indien tabelle 12 en 13 beskou word, is dit duidelik dat by jong onderwysers kwalifikasie en ouderdom baie meer van die variasie in log (SALARIS) verklaar as wat dit die geval by die middeljarige onderwysers is (vergelyk die twee tabelle se R<sup>2</sup>-waardes). Desnieteenstaande is die effek van 'n kwalifikasieverbetering by jong onderwysers baie kleiner as by die middeljarige onderwysers. Die effek van kwalifikasieverbetering word dus ten sterkste weerspieël in die beter beroepsvooruitsigte wat die middeljarige onderwyser ervaar.

#### 10.4 DIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET DIE STUDIERIGTING VAN DIE HOOGSTE KWALIFIKASIE

Die volgende studierigtings is onderskei:

- Landbou (slegs mans)
- Musiek en Kuns
- Ekonomiese wetenskappe
- Opvoedkunde
- Huishoudkunde (slegs dames)
- Suiwer geesteswetenskappe
- Suiwer natuurwetenskappe

Die resultate vir 1979, 1977 en 1975 toon telkens dat daar oor die algemeen geen betekenisvolle verskil in salaris ten opsigte van verskille in studierigtings bestaan nie. Verder is die bydrae van die studierigting-veranderlikes tot die verklaaringsvermoë van die model ook nie betekenisvol nie. Slegs die resultate vir 1979 met die model:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Z + \beta_2 Z^2 + \text{kwalifikasieskynveranderlikes} + \text{studierigtingskynveranderlikes} + E$$

word gegee en is dus ook nie in 1981 herhaal nie.

TABEL 14

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET STUDIERIGTING TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS EN ONDERWYSERESSE OP 1 MAART 1979

Verskil	Onderwysers	Onderwyseresse
Landbou teenoor natuurwetenskappe	-1,7 (-0,4)	-
Musiek en Kuns teenoor natuurwetenskappe	-9,8 (-3,0)**	+0,8 ( 0,4)
Opvoedkunde teenoor natuurwetenskappe	+0,2 ( 0,2)	+1,8 ( 1,3)
Huishoudkunde teenoor natuurwetenskappe	-	+5,4 ( 1,3)
Ekonomiese wetenskappe teenoor natuurwetenskappe	-0,9 (-0,5)	-4,5 (-1,7)
Geesteswetenskappe teenoor natuurwetenskappe	0 (0)	+1,0 ( 0,8)
N	2477	1877
F	429,4**	492,6**
R <sup>2</sup>	0,6940	0,7440

10.5 DIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET DIE VAK WAARIN ONDERRIG GEGEE WORD

Vir die jare 1977 en 1975 kon daar onderskei word tussen die verskillende vakke waarin deur onderwysers onderrig gegee is. Aangesien 'n aantal onderwysers nie die inligting op hulle vraelys verskaf het nie, is die getalle in dié regressieanalises heelwat minder as in die vorige analises. Die volgende vakgroepe word onderskei:

- (i) Wiskunde (die verwysingsvak)
- (ii) Natuur- en Skeikunde
- (iii) Biologie
- (iv) Tale
- (v) Aardrykskunde en Geskiedenis
- (vi) Handelsvakke

Die getalle in die vakrigtings Bybelkunde, Liggaamlike Opvoeding en in die Tegnieese en Landbouvakke asook Tik- en Snelskrif was te klein om by die analises in te voer. Die ander verklarende veranderlikes was ouderdom en kwalifikasie wat verwerf is. Die skoolhoofde is by dié analises uitgesluit.

Die vermoede is dat die sogenaamde 'skaars vak'-onderwysers (dit is onderwysers van Wiskunde en ook Natuur- en Skeikunde) oor die algemeen beter beroepsvooruitsigte sal hê as die ander vakonderwysers.

TABEL 15

GESKATTE PERSENTASIE SALARISVERSKIL GEASSOSIEER MET DIE VAK WAARIN DAAR ONDERRIG GEGEE WORD, TEN OPSIGTE VAN ONDERWYSERS OP 1 MAART 1977 EN 1975

Verskil	1975	1977
Tale teenoor Wiskunde	-5,1 (-5,5)**	-5,7 (-5,5)**
Geskiedenis en Aardrykskunde teenoor Wiskunde	-4,1 (-3,9)**	-5,6 (-4,9)**
Handelsvakke teenoor Wiskunde	-4,2 (-3,7)**	-4,1 (-3,1)**
Biologie teenoor Wiskunde	-4,8 (-3,2)**	-7,3 (-4,1)**
Skeinats teenoor Wiskunde	-3,2 (-2,6)**	-2,4 (-1,8)
N	2124	1829
F	395,6**	395,7**
R <sup>2</sup>	0,6518	0,6852

Die resultate toon dat Wiskunde-onderwysers in vergelyking met alle ander vak-onderwysers oor die algemeen kan verwag om die vinnigste vordering in die onderwysberoep te ervaar. Verder volg dat die Natuur- en Skeikunde-onderwysers die kleinste geskatte persentasie salarisverskil toon in vergelyking met die Wiskunde-onderwysers. Die verskil is in 1977 nie betekenisvol nie. Die vermoede dat die 'skaars vak'-onderwysers dus beter beroepsvooruitsigte kan verwag, blyk wel gegrond te wees.

Oor die algemeen toon die verskille in salaris nie te veel verandering vanaf 1975 nie (behalwe wat Natuur- en Skeikunde-onderwysers betref). Die gemiddelde verskil in salaris van 'n Wiskunde- teenoor 'n 'Ander' onderwyser is 4,3 % in 1975 en 5,0 % in 1977.

Hieruit volg dat ten spyte van die vasgestelde salarisstruktuur in die onderwys- beroep daar tog 'n 'vraag- en aanbod'-effek deursypel ten opsigte van die 'skaars vakke'- onderwysers.

Vervolgens is dieselfde regressieanalises as hierbo, op die onderwysers volgens ouderdomsgroepe toegepas. Die vermoede is dat die jonger Wiskunde-onderwysers oor die algemeen nie dieselfde vinniger vordering in die beroep sal toon as die middeljarige onderwysers nie en verder dat die effek van die vak waarin onderrig gegee word by die ouer onderwysers al na 'n groot mate uitgewerk sal wees. Slegs die resultate vir 1977 word gegee.

TABEL 16

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET DIE VAK WAARIN DAAR ONDERRIG GE- GEE WORD, TEN OPSIGTE VAN DIE OUDERDOMSGROEPE VAN MANS-ONDERWYSERS IN 1977

Verskil	Jong ond.	Middeljarige ond.	Ouer ond.
Tale teenoor Wiskunde	+1,2 ( 0,6)	-6,7 (-5,5)**	-5,4 (-2,3)*
Geskiedenis en Aardrykskunde teenoor Wiskunde	-1,2 (-0,6)	-7,0 (-5,0)**	-2,9 (-1,1)
Biologie teenoor Wiskunde	-0,9 (-0,3)	-9,9 (-4,5)**	-15,0 (-2,6)**
Handelsvakke teenoor Wiskunde	+2,1 ( 0,8)	-4,8 (-3,2)**	-2,1 (-0,7)
Skeinat teenoor Wiskunde	-0,9 (-0,4)	-3,4 (-2,2)*	-0,8 (-0,3)
N	432	1072	325
F	57,79**	42,06**	2,39*
R <sup>2</sup>	0,5521	0,2839	0,0707

Die resultate toon dat by die jonger onderwysers daar geen betekenisvolle verskille in salaris tussen die Wiskunde- en 'ander' onderwysers bestaan nie. Die resultaat kan verwag word aangesien die jonger onderwysers nog in 'n algemene 'stampery en stotery' gewikkel is en die meeste nog ietwat min jare ervaring het om alreeds betekenisvolle bevorderings te verkry. By die middeljarige onderwysers is die prentjie net mooi andersom. Die Wiskunde-onderwyser het 'n besliste beroepsvoordeel bo sy 'ander' kollegas. Al die verskille in salaris is hier betekenisvol. Die Natuur- en Skeikunde-onderwysers toon hier weer eens die kleinste verskil in vergelyking met die Wiskunde-onderwysers. Die gemiddelde verskil in salaris tussen 'n middeljarige Wiskunde- en 'n 'ander' onderwyser is 6,4 %. Uit bogenoemde volg dus duidelik dat die effek van die vakrigting 'Wiskunde' eers werklik vanaf ongeveer 30-jarige ouderdom betekenisvol op salaris begin inwerk.



Volgens verwagting toon die resultate dat die vakeffek (behalwe wat Biologie betref) teen die ouderdom van 50 en hoër al grotendeels uitgewerk is. Die baie lae  $R^2$ -waarde toon ook dat ander faktore as dié wat by die model ingesluit is 'n belangriker rol speel in die verklaring van die variasie in salarisse by ouer onderwysers.

In die 1981-opname is die effek van die vak waarin onderrig gegee word ontleed deur

- (i) slegs gewone onderwysers (d.i. hoofde uitgesluit) te beskou, en
- (ii) dié onderwysers te identifiseer volgens die volgende hoofvakkeuses
  - (a) Wiskunde en verwante vakke soos byvoorbeeld Wiskundige Statistiek
  - (b) Fisika en/of Chemie
  - (c) ander hoofvakke.

Die aanname word gemaak dat 'n onderwyser met Wiskunde as hoofvak beslis in Wiskunde op skool sal onderrig gee. 'n Soortgelyke aanname word gemaak vir die onderwysers met Fisika en/of Chemie as hoofvakke ten opsigte van onderrig in Skei- en Natuurkunde. Dié onderwysers wat beide bogenoemde vakkeuses uitgeoefen het, is in die regressieontledings by die 'Wiskunde-' sowel as die 'Skein-at-ontleding' in ag geneem (132 mans en 50 dames het beide Wiskunde en Fisika/Chemie as hoofvakke geneem).

'n Soortgelyke ontleding kon nie vir die opname in 1979 uitgevoer word nie, aangesien die hoofde en gewone onderwysers in die opname ononderskeibaar was.

TABEL 17  
GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET HOOFVAK GENEEM  
TEN OPSIGTE VAN MANS OP 1 MAART 1981

Verskil		
1	Wiskunde teenoor ander	+3,0 (2,6)*
2	Fisika/Chemie teenoor ander	+2,3 (2,0)*
		$N_1 = 1762$ $N_2 = 1759$
		$F_1 = 971,3^{**}$ $F_2 = 968,0^{**}$
		$R_1^2 = 0,6237$ $R_2^2 = 0,6233$

Uit hierdie ontleding blyk dat onderwysers in die sogenaamde skaars vakke (Wiskunde en Skeinat) klaarblyklik vinniger beroepsvordering toon as hulle kollegas wat 'ander' vakke onderrig, soos weerspieël deur die betekenisvolle salarisverskille geassosieer met 'hoofvak geneem'.

Tabel 18 toon duidelik dat ander veranderlikes as ervaring en hoofvak geneem, soos wat ouderdom toeneem, 'n belangrike rol in die verklaring van die variasie van log (SALARIS) speel. Die jonger en ouer onderwysers wat in Wiskunde of Skeinat onderrig gee, toon nie 'n vinniger beroepsvordering as hulle kollegas (wat dieselfde jare ervaring het) wat in 'ander' vakke onderrig gee nie.

TABEL 18

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET DIE HOOFVAK GENEEM TEN OPSIGTE VAN DIE MANS VERDEEL IN OUDERDOMSGROEPE OP 1 MAART 1981

Verskil	Jong ond.	Middeljarige ond.	Ouer ond.
1 Wiskunde teenoor ander	+1,3 (0,8)	+3,2 (2,2)*	+3,5 (1,1)
2 Fisika/Chemie teenoor ander	0 (0)	+2,8 (2,0)*	0 (0,3)
	$N_1=517$ $N_2=495$ $F_1=262,4^{**}$ $F_2=253,6^{**}$ $R_1^2=0,6054$ $R_2^2=0,6078$	$N_1=1013$ $N_2=1021$ $F_1=42,0^{**}$ $F_2=43,5^{**}$ $R_1^2=0,1111$ $R_2^2=0,1138$	$N_1=232$ $N_2=243$ $F_1=13,2^{**}$ $F_2=13,9^{**}$ $R_1^2=0,148$ $R_2^2=0,148$

TABEL 19

GESKATTE PERSENTASIEVERSKIL IN SALARIS GEASSOSIEER MET DIE HOOFVAK GENEEM TEN OPSIGTE VAN VROU OP 1 MAART 1981

Verskil	
1 Wiskunde teenoor ander	+1,0 (0,9)
2 Fisika/Chemie teenoor ander	+2,0 (1,3)
	$N_1 = 1813$ $N_2 = 1710$ $F_1 = 1147,4^{**}$ $F_2 = 1036,14^{**}$ $R_1^2 = 0,6555$ $R_2^2 = 0,6451$

In teenstelling met die onderwysers (kyk tabel 17) toon onderwyseresse wat in Wiskunde of Skeinat onderrig gee nie 'n betekenisvolle salarisverskil teenoor hulle kollegas (wat dieselfde jare ervaring het) wat onderrig in 'ander' vakke gee nie. Hieruit volg dat die 'markwaarde' van 'n onderwyser wat die sogenaamde 'skaars vakke' gee, hoër is as dié van sy kollegas. Dieselfde geld egter nie vir die onderwyseresse nie.

'n Regressieontleding van salaris op ervaring en hoofvak geneem ten opsigte van die onderwyseresse verdeel volgens ouderdomsgroepe het die afleiding in bostaande paragraaf bevestig.

## 11 SAMEVATTING EN GEVOLGTREKKINGS

Die ontledings ten opsigte van die geskatte salarisverskil geassosieer met geslag toon dat mans 'n vinniger beroepsvordering kan verwag as hulle vroulike kollegas

met dieselfde jare ervaring en kwalifikasies behaal. Benewens die heelwaarskynlike 'markwaarde' van 'n onderwyser (in vergelyking met 'n onderwyseres) toon mans ook oor die algemeen minder beroepsonderbrekings as die onderwyseresse, met 'n gevolglike vinniger beroepsvordering. Die salarisverskil van mans teenoor ongetroude onderwyseresse beloop 20,4 % teenoor die 25,9 % verskil in die salaris tussen mans en getroude onderwyseresse. Dié beroepsvoordeel van ongetroude onderwyseresse teenoor hulle getroude kollegas is verder bevestig deur 'n regressieontleding volgens huwelikstatus. Die ontleding het getoon dat die getroude onderwyseres in die ouderdomsgroep 31 tot 50 jaar 'n gemiddelde salarisverskil van -8 % teenoor haar ongetroude kollega met dieselfde jare ervaring en kwalifikasiepeil ervaar.

Oor die algemeen toon die ondersoek dat die owerhede se beleid van salaris-erkenning vir kwalifikasies verwerf vanaf 1975 tot 1981 algaande meer beslis tot uitdrukking gekom het in die vorm van verhoogde verskille in salaris geassosieer met kwalifikasies behaal. Die verskille in salaris gepaardgaande met 'n verbetering vanaf 'n B.-graad plus 'n onderwysdiploma tot 'n Honneursgraad met 'n onderwysdiploma en vanaf 'n Honneursgraad na 'n Magistergraad toon vir die mans 'n stygende tendens vanaf 1975 tot 1981. Die verskille in salaris geassosieer met kwalifikasies behaal is ook die opmerklikste in die ouderdomsgroep 31 tot 50 jaar, beide vir die mans en die vroue.

Die vordering in die onderwysberoep van onderwysers in verskillende vakrigtings is ontleed en toon deurgaans dat Wiskunde- en Skeinat- (vanaf 1981) onderwysers 'n vinniger vordering ervaar as hulle kollegas in die ander vakrigtings. In die geval van die jonger onderwysers (20-30 jaar) is daar geen betekenisvolle verskille in salaris geassosieer met vakrigting nie terwyl by middeljarige onderwysers (31 tot 50 jaar) die verskil op sy grootste is. Die salarisverskille ten opsigte van vroue en die vak waarin onderrig gegee word is nie betekenisvol nie.

Die resultate van die ondersoek toon dat die ontledingstegniek wat gebruik is deurgaans die bekende salarisverskille uitwys, byvoorbeeld die tussen mans en vroue en die tussen persone met verskillende kwalifikasiepeile. Die resultate is ook in ooreenstemming met wat normaalweg verwag sou word. So toon die resultate byvoorbeeld dat salarisverskille geassosieer met kwalifikasies die opmerklikste is vir die ouderdomsgroep 31 tot 50 jaar. Hoofde van skole is by die ondersoekgroepe ingesluit en daar kan verwag word dat die bevorderingsgeleenthede van die onderwysers met die hoër kwalifikasies die beste is, maar dat dié bevordering eers na 'n aantal jare sal plaasvind.

Op grond van die realistiese beskrywing van die verband tussen biografiese eienskappe en salarispeile wat die ontledingstegniek vir onderwysers lewer, wil dit voorkom asof die tegniek met vrug in die ontleding van ander beroepe gebruik kan word.

The analyses in respect of the estimated differences in salary associated with sex group, show that men can expect a more rapid occupational progress than their female colleagues with the same number of years experience and qualifications. Apart from the probable 'market value' of a male teacher (in comparison with a female teacher) men also have fewer occupational interruptions than female teachers, with a resultant faster occupational progress. The difference in salaries between men and unmarried women, amounts to 20,4 % as against the 25,9 % difference in salaries between men and married female teachers. This occupational advantage of unmarried female teachers above their married colleagues was furthermore confirmed by a regression analysis according to marital status. The analysis showed that the married female teacher in the age group 31 to 50 years experienced an average difference in salary of -8 % when compared with her unmarried colleague with the same number of years experience and level of qualification.

On the whole the investigation shows that the authorities' policy of recognition for qualifications for salary purposes, has gradually assumed more definite expression from 1975 to 1981, in the form of increased differences in salaries associated with qualifications obtained. The differences in salaries coupled with an improvement from a B.degree plus a teachers' diploma to an honours degree with a teacher's diploma and from an honours degree to a Master's degree, show a rising trend for the men from 1975 to 1981. The differences in salaries associated with qualifications obtained are also most noticeable in the age group 31 to 50 years for both men and women.

An analysis of the progress in the teaching profession of teachers in various subject fields consistently shows that Mathematics and Physical Science (from 1981) teachers experienced faster progress than their colleagues in the other subject fields. In the case of the younger teachers (20-30 years) there are no significant differences in salaries associated with subjects, while the difference is biggest with middle-aged teachers (31 to 50 years). The differences in salaries in respect of women and the subject taught are not significant.

The results of the investigation show that the technique used, consistently affirms the known differences in salary, for instance those between men and women and those between persons with different qualification levels. The results also agree with what would normally be expected. The results revealed, for instance that differences in salaries associated with qualifications, are most noticeable for the age group 31 to 50 years. Principals of schools were included in the investigation groups, and it can be expected that the opportunities for promotion are best for the teachers with the higher qualifications, but that the promotion will only occur after a number of years.

On the basis of the realistic description of the relationship between biographical characteristics and salaries shown by the analysis for teachers, it appears that this technique can be used to great advantage in the analysis of other occupations.

BRONNELYS

- 1 BOSHOFF, F. *Die rol van lone in die volkshuishouding*. Pretoria: RGN, 1971. Verslag nr. MM-18.
- 2 CHATTERJEE, S. and PRICE, B. *Regression analysis by example*. New York: John Wiley, 1977.
- 3 DRAPER, N.R. and SMITH, H. *Applied regression analysis*. New York: John Wiley, 1966.
- 4 FREEMAN, R.B. *The market for college-trained manpower: a study in the economics of career choice*. Cambridge: Harvard University Press, 1971.
- 5 KENDALL, M.G. and STUART, A. *The advanced theory of statistics, Vol. 3*. London: Charles Griffin, 1976.
- 6 MOSTELLER, F. and TUKEY, J.W. *Data analysis and regression*. Reading, Massachusetts: Addison-Wesley, 1977.
- 7 PHELPS, O.W. *Introduction to labour economics*. New York: McGraw-Hill, 1955.
- 8 SEARLE, S.R. *Linear models*. New York: John Wiley, 1971.
- 9 SEBER, G.A.F. *Linear regression analysis*. New York: John Wiley, 1977.
- 10 VAN PLETZEN, J. *Die vraag na en aanbod van ingenieurs in 1987*. Pretoria: RGN, 1981. Verslag nr. MM 82.
- 11 VERMAAK, J.A., JACOBS, J.J. en TERBLANCHE, S.S. *Die vraag na en aanbod van mannekrag in die RSA in 1981, Deel I en II*. Pretoria: RGN, 1977. Verslag nr. MM 70 en MM 73.
- 12 WONNACOTT, R.J. and WONNACOTT, T.H. *Econometrics*. New York: John Wiley, 1979.
- 13 ZABALZA, A., TURNBULL, P. and WILLIAMS, G. *The economics of teacher supply*. Cambridge: The Cambridge University Press, 1979.

**RAAD VIR GEESTESWETENSKAPLIKE NAVORSING  
HUMAN SCIENCES RESEARCH COUNCIL**

Privaatsak X41  
Pretoria  
Republiek van Suid-Afrika  
0001  
Telegramme RAGEN  
Tel. (012) 28-3944  
Teleks 3-0893

Private Bag X41  
Pretoria  
Republic of South Africa  
0001  
Telegrams RAGEN  
Tel. (012) 28-3944  
Telex 3-0893

President  
Vise-presidente

Dr. J.G. Garbers  
Dr. J.D. Venter, Dr. A.J. van Rooy  
en/and Dr. P. Smit

President  
Vice-Presidents

Sekretaris-tesourier

J.G.G. Gräbe

Secretary-Treasurer

**Institute**

S.A. Instituut vir Geskiedenisnavorsing (SAIGN)  
S.A. Instituut vir Kommunikasienavorsing (SAIKN)  
S.A. Instituut vir Mannekragnavorsing (SAIMAN)  
S.A. Instituut vir Navorsingsontwikkeling (SAINO)  
S.A. Instituut vir Opvoedkundige Navorsing (SAION)  
S.A. Instituut vir Psigologiese en Psigometriese Navorsing (SAIPPN)  
S.A. Instituut vir Sosiologiese, Demografiese en Kriminologiese Navorsing (SAISDKN)  
S.A. Instituut vir Statistiese Navorsing (SAISN)  
S.A. Instituut vir Taal, Lettere en Kuns (SAITALEK)  
Buro vir Ondersteunende Navorsingsdienste (BOND)  
Administrasie

**Nasionale Programme**

RGN-Sportondersoek  
RGN-Ondersoek na die Onderwys  
RGN-Ondersoek na Tussengroepverhoudings

**Funksie van die RGN**

Die RGN onderneem, bevorder en koördineer navorsing op die gebied van die geesteswetenskappe, dien die Regering en ander instansies van advies insake die benutting van navorsingsbevindinge en versprei inligting betreffende die geesteswetenskappe.

**Institutes**

S.A. Institute for Communication Research (SAICR)  
S.A. Institute for Educational Research (SAIER)  
S.A. Institute for Historical Research (SAIHR)  
S.A. Institute for Languages, Literature and Arts (SAILLA)  
S.A. Institute for Manpower Research (SAIMAR)  
S.A. Institute for Psychological and Psychometric Research (SAIPPR)  
S.A. Institute for Research Development (SAIRD)  
S.A. Institute for Sociological, Demographic and Criminological Research (SAISDCR)  
S.A. Institute for Statistical Research (SAISR)  
Bureau for Research Support Services (BRSS)  
Administration

**National Programmes**

HSRC Sports Investigation  
HSRC Investigation into Education  
HSRC Investigation into Intergroup Relations

**Function of the HSRC**

The HSRC undertakes, promotes and co-ordinates research in the human sciences, advises the Government and other bodies on the utilization of research findings and disseminates information on the human sciences.

ISBN 0 86965 860 3