

WORKING
PAPERS
FROM
DEPARTMENT
FOR
STATISTICS
ON
INDIVIDUALS
AND
HOUSEHOLDS

POPULATION
AND
LIVING
CONDITIONS

ARBEIDSNOTAT FRA AVDELING FOR PERSONSTATISTIKK

BEFOLKNING OG LEVEKÅR

4/1992

Del 2

Arbeider utført i Statistisk sentralbyrå
presentert ved 10. nordiske demografiske
symposium i Lund,
Sverige 12–14 august, 1992

Part 2

Papers from Central Bureau of Statistics
presented at 10th Scandinavian
Demographic Symposium Lund,
Sweden August 12–14, 1992

CENTRAL
BUREAU
OF STATISTICS
OF NORWAY

FORORD

I denne serien samles notater innen feltet befolkning og levekår som har krav på en viss allmenn interesse, men som ikke presenterer avsluttede arbeider. Det som presenteres vil ofte være mellomprodukter på vei fram mot en endelig artikkel eller publikasjon, eller andre arbeider som forfatteren eller avdelingen er interessert i en viss spredning av og å få kommentert. Når de er ferdig bearbeidet, vil noen av arbeidene bli publisert i andre sammenhenger.

Synspunktene som presenteres er forfatterens egne, og er ikke nødvendigvis uttrykk for SSBs oppfatning.

PREFACE

This series contains papers within the field of population and living conditions. The papers are expected to be of some general interest, and presents work in progress, or other notes worth a limited distribution.

The views expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect the policies of the Central Bureau of Statistics of Norway.



CENTRAL
BUREAU
OF STATISTICS
OF NORWAY

OSLO
PB 8131 DEP
N-0033 OSLO
TELEFON (02) 86 45 00
FAX (02) 86 49 88
TELEX 11 202 SSB-N
BESØKSADRESSE
SKIPPERGATEN 15

KONGSVINGER
POSTUTTAK
N-2201 KONGSVINGER
TELEFON (066) 85 000
FAX (066) 85 289
BESØKSADRESSE
OTERVEIEN 23

CONTENTS

Part 1	Page
Svein Blom: Entry into first marriage or cohabitation by Norwegian men and women born 1945 and 1960	5
Helge Brunborg: Demographic consequences of AIDS, with special reference to Zambia	37
Helge Brunborg and Nico Keilman: MOSART-H: A combined micro-macro model for simulation of households	57
Olav Ljones: Eldrebølgen og pensjonssystemene i Norden. Synspunkter fra Norge (Ageing and Social security: Norwegian viewpoints)	89
 Part 2	
Nico Keilman: Translation formulas for non-repeatable events	109
Marit Rønsen: Norwegian women's labour force participation one year after first birth	141
Per Sevaldson: Growth and strukture of immigrant population	167
Kjetil Sørli: Færre unge tilbakeflyttere til norske kommuner. Vi følger to årskull født med ti års mellomrom (Fewer young adult norwegians return to the municipality of their childhood. A study of two cohorts born at an interval of ten years*)	213
Inger Texmon: Flytting fra foreldrehjemmet (Leaving the parental home)	233

* English version available on request

Translation formulas for non-repeatable events¹

by

Nico Keilman

¹ Revised version. Helpful comments from Jim Vaupel and discussions with Øystein Kravdal and Kjetil Sørli are gratefully acknowledged.

ABSTRACT

Existing translation formulas, originally derived by Ryder, express the relation between changes in cohort quantum and tempo, and changes in period quantum and tempo. These formulas have been developed for repeatable events, such as age-specific births irrespective of parity. An important property of repeatable events is that the corresponding quantum indicator is simply the sum of the age-specific occurrence-exposure rates, and translation formulas are based on this additive property. However, many events studied in demography are considered as non-repeatable: first-marriage, death, migration, birth by parity, etc. Existing translation formulas cannot handle non-repeatable events, because quantum indicators (i.e. the proportion of the cohort that has experienced the event at a certain age) for these events are a multiplicative function of age-specific occurrence-exposure rates.

This paper derives translation formulas for non-repeatable events. Expressions are investigated for the cohort quantum indicator as a function of period quantum and period tempo, and changes therein. Formulas for cohort tempo indicators (for example the mean age at which cohort members experience the event) are also derived, but these turn out to be too complicated for analytical treatment. Instead it is suggested to analyse that part of the quantum which is restricted to a certain age interval (for instance the prime ages of the process in question), in order to get some insight in the tempo of the process.

One of the results of this paper is that cohort quantum is a constant function of time when period quantum is constant, and period tempo, as measured by the age pattern of the occurrence-exposure rates, changes linearly with time. For repeatable events, the same result was obtained earlier by Ryder, but the degree of distributional distortion (that is, the upward or downward shift in cohort quantum caused by changes in the period age pattern), given a set of occurrence-exposure rates, is generally less for non-repeatable events than for repeatable events, in particular for high quantum levels. Furthermore it was found that when tempo is constant, and period quantum falls with time according to a straight line, period tempo *underestimates* cohort quantum for high period quantum levels, and *overestimates* it for low period quantum levels. The no-distortion point (i.e. the point where period quantum equals cohort quantum, irrespective of the slope in the period quantum) can easily be evaluated.

TRANSLATION FORMULAS FOR NON-REPEATABLE EVENTS

1. Problem formulation

The period Total Fertility Rate (TFR) in Sweden has shown a continuous rise since the mid-1980s. Whereas many West-European countries display a similar pattern of fertility trends, the case of Sweden is remarkable: compared to these other countries, current TFR levels are relatively high (around 2.1 in 1990), and the increase is rather steep (the 1983-TFR was 1.6). As Hoem¹ states "... (the) rise in period fertility reflects a change in the time pattern of cohort fertility. Ultimate cohort fertility may eventually also rise as a result of this change ...". He concludes that recent TFR trends in Sweden result, to a large extent, from initial postponement of childbearing, followed by a compensation for it, and he analyses in some detail birth rates of parities 1-3, controlling for age at previous births.

Dinkel² observes a decline in the life expectancy of males in the Soviet Union between 1964 and 1980 by almost five years. In his discussion of the causes for this trend, he argues that two factors commonly mentioned (the Soviet health system, and alcohol abuse) can only be of minor importance. Instead he points out the weaknesses of a period life table, and he contends that selection effects due to World War II operating to successive birth cohorts offer a more reasonable explanation: the less frail were affected more severely by that war than the frail. In spite of a lack of proper cohort data, his hypothesis receives some support from the data.

Rodgers and Thornton³ investigate, within the framework of a descriptive study into first marriage patterns in the United States for cohorts born between 1880 and 1965, the implication for proportions ever marrying in these cohorts of period effects in age-specific marriage rates. One of their findings is that peaks and valleys in the time development of these

¹ J.M. Hoem, 'Social policy and recent fertility change in Sweden', *Population and Development Review* 16(1990), pp. 735-748.

² R.H. Dinkel, 'The seeming paradox of increasing mortality in a highly industrialized nation: The example of the Soviet Union', *Population Studies* 39(1985), pp. 87-97.

³ W.L. Rodgers and A. Thornton, 'Changing patterns of first marriage in the United States', *Demography* 22(1984), pp. 265-279.

rates are barely reflected in the cohort proportions ever marrying.

What these three papers have in common is that they *empirically* investigate summary period and/or cohort indicators for variables describing a non-repeatable event: births by parity, death and first marriage. *Analytical* treatments of the reciprocal impact of period and cohort indicators, known as translation methods, were provided by Ryder several decades ago⁴, and they have shed considerable light on the fine interplay between quantum and timing of both cohort and periods. For example, these translation methods facilitate to isolate the impact of changes in cohort timing on period quantum, from the consequences exerted by changes in cohort quantum. One of Ryder's results (applied to fertility) is that when timing patterns in cohorts are constant, the TFR is (upon a linear approximation) a linear function of the completed cohort fertility.

Translation methods cannot be applied to such processes as parity-specific fertility, mortality and first marriage. The reason is that these methods were developed for repeatable events, for instance age-specific fertility irrespective of parity. The salient feature of age-specific rates of repeatable events is that they simply add up (both for the cohort perspective and the period perspective) to quantum indicators (completed cohort fertility, and TFR, respectively). On the basis of this simple additive relationship, Ryder was able to derive his translation formulas. Age-specific rates for non-repeatable events do not possess a simple additive relationship on the basis of which one can derive measures of quantum and tempo. For instance, when $m(x)$ is a first-marriage rate for age x , and $n(x) = 2m(x)/(2+m(x))$ is the corresponding one-year probability, then the quantum of first marriage, e.g. the proportion ever-marrying (in the absence of mortality and emigration) is found as

$$1 - \prod_x (1 - n(x)).$$

This multiplicative relationship between age-specific measures and the quantum indicator is characteristic for non-repeatable events. Translation formulas for such non-repeatable events

⁴ N.B. Ryder, 'The process of demographic translation', *Demography* 1(1964), pp. 74-82; 'Components of temporal variations in American fertility', in R.W. Hiorns (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies* (London, Taylor and Francis, 1980), pp. 15-54.

are not known of, and to derive such expressions is the purpose of the present paper.⁵

2. Quantum and tempo indices of a life table

First we introduce some basic notions for the life table with an underlying first-order Markov process and piecewise constant jump intensities. The life table as we will use it in this paper describes a process in which individuals at any age x (or, more generally, "seniority") may occupy only one of two states: (i) not yet having experienced the event, and (ii) having experienced the event. Thus, "the event" is a jump from state (i) to state (ii). A jump in the opposite direction is not allowed: state (ii) is absorbing.

Let $l(x)$ ($x = 0, 1, 2, \dots, w$) represent the number of persons in the life table who did not yet experience the event at age x ⁶. For the radix $l(0)$ we may take any convenient number, for

⁵ Ryder derives expressions for the impact that births of various orders may have on the quantum and the tempo of cohort fertility, see *op. cit.* (1980), in fn. 4, pp. 47-52. However, the age- and parity-specific birth rates he uses do not have person years of mothers by parity and age in their denominators - only age is considered. The approach that Brass follows shows essentially the same defect, see W. Brass, 'Cohort and time period measures of quantum fertility: Concepts and methodology', in H.A. Becker (ed.), *Life Histories and Generations*, vol. II (Utrecht, ISOR, 1990), p. 475. The rates these authors use (also known under such names as "taux de deuxième catégorie", "frequencies", or "incidence rates") are not proper occurrence-exposure rates, see R. Pressat, *L'Analyse Démographique: Concepts, Méthodes, Résultats*, 4th edition (Paris, Presses Universitaires de France, 1983), p.87; A.J. Coale and D.R. McNeil, 'The distribution by age of the frequency of first marriage in a female cohort', *Journal of the American Statistical Association* 67(1972), pp. 743-749. To use such indicators for translation purposes may introduce a certain amount of bias in the results, cf. the problems that arise when interpreting the Period Total First Marriage Rate (period sum of age-specific first marriage frequencies) as an indicator of period quantum, see G.J. Wunsch and M.G. Termote, *Introduction to Demographic Analysis: Principles and Methods* (New York and London, Plenum Press, 1978), p. 55. In general, rates that relate the event in question (first birth, first marriage) to all individuals are easily distorted by shifts in the composition (by parity, by marital status) of the individuals counted in the denominator, cf. also G. Feeney and W. Lutz, 'Distributional analysis of period fertility', in W. Lutz (ed.), *Future Demographic Trends in Europe and North America: What can we Assume Today?* (London etc., Academic Press, 1991), p. 193.

⁶ Age and time are considered here as discrete variables, similarly to Ryder's approach. It should be noted, however, that the approach taken in this paper may equally well be applied in case time and age are considered as continuous variables. Calot investigates in detail translation formulas for repeatable events treating time and age as continuous variables, see G. Calot, 'Relations entre indicateurs démographiques longitudinaux et transversaux', forthcoming

instance $l(0)=100,000$. In the case of mortality, $l(w)$ is zero; for other types of events (first marriage, migration, parity-specific birth), $l(w)$ is generally larger than zero. Let $m(x)$ ($x = 0, 1, 2, \dots, w-1$) be a series of occurrence-exposure rates (o-e rates), each rate being defined for the age group $(x, x+1)$.

We assume that the stochastic process in question is a first order Markov process, for which the jump intensity is constant on the interval $(x, x+1)$. Hence for the entire age range $(0, w)$ we say that the intensities are piecewise constant, and each intensity is equal to the o-e rate for the corresponding age group.

With these assumptions we can write

$$l(x+1) = l(x) \cdot \exp\{-m(x)\}, \quad x = 0, 1, 2, \dots, w-1 \quad (1)$$

and thus

$$l(x) = l(0) \cdot \exp\left\{-\sum_0^{x-1} m(y)\right\}, \quad x = 0, 1, 2, \dots, w-1. \quad (2)$$

The proportion among the original $l(0)$ persons in the life table who have experienced the event before age w is called the *quantum* of the process, and it is denoted by Q . By definition, Q equals $\{l(0)-l(w)\}/l(0)$, and from (2) we see that

$$Q = 1 - \exp\left\{-\sum_0^{w-1} m(x)\right\}. \quad (3)$$

The number of persons in the life table who experience the event during $(x, x+1)$ is denoted by $d(x)$. Since there is only one event we have

$$d(x) = l(x) - l(x+1). \quad (4)$$

The mean age at experiencing the event is denoted as μ , and it is defined as

$$\mu = \frac{\sum x \cdot d(x)}{\sum d(x)}. \quad (5)$$

The numerator of (5) is

$$1 \cdot \{l(1)-l(2)\} + 2 \cdot \{l(2)-l(3)\} + 3 \cdot \{l(3)-l(4)\} + \dots + (w-1) \cdot \{l(w-1)-l(w)\} \quad (6)$$

in *Population*. The expressions he finds are the same as Ryder's formulas for the discrete case.

which is equal to $\sum_1^{w-1} l(x)$. Because of (4), the denominator of (5) may be written as $l(0)-l(w)$,

or, equivalently, as $Q.l(0)$. Using (1) we find for the mean age that

$$\mu = \frac{\sum_{x=1}^{w-1} \exp\left(-\sum_{t=0}^{x-1} m(t)\right)}{Q} \quad (7)$$

The mean age μ is one possible index which may be used to express the *tempo* of the process: μ indicates at which age, on average, the individuals experience the event. Other tempo indices are the mean age of the schedule of o-e rates (denoted by \bar{x}) and the median age at

experiencing the event. For the former we have

$$\bar{x} = \frac{\sum_0^{w-1} x.m(x)}{\sum_0^{w-1} m(x)} \quad (8)$$

For non-repeatable events, $\bar{x} \geq \mu$, and in practice there is a strict inequality. The reason is of course that the number of persons alive, which is used in the calculation of μ declines with age, while in calculating \bar{x} the basis does *not* decline. (For repeatable events the two indices coincide.)

3. Cohort indices as a function of period indices

We assume that our data consist of a set of age-specific rates for a number of years. The rates show a time pattern which is reflected in the indices for period quantum and tempo. The problem is how the time-dependent indices for the quantum and the tempo of the process obtained on the basis of a period perspective may be translated into cohort quantum and tempo indices. In other words, we want to infer developments in cohort indices from time-dependent period indices. This perspective is the opposite of that generally taken in translation studies.

For instance, Ryder's formulae⁷ show the implications for period quantum and tempo indices of changing cohort patterns. But given our problem formulation ("What can we learn about cohort indices on the basis of observed period indices?"), the usual approach would be largely inductive, whereas the approach we advocate in this paper is deductive: given the observed period patterns, together with the assumptions of our model, the cohort patterns can be inferred unambiguously. The usual inductive approach would leave much more room for uncertainty. Ryder's expressions imply that *if* cohort indices change according to pattern A, *then* period indices necessarily show pattern B. We observe pattern B, and therefore it is not unlikely that the cohort indices have indeed developed according to pattern A. *However*, a different cohort pattern C could also have produced period pattern B. Although our deductive approach gives more ground for firm conclusions, there is a price to be paid: the behaviour of period indices, in particular quantum indicators, is much more irregular than that of the corresponding cohort indices. This implies that the models we use following the deductive perspective are more complicated than those in the inductive approach. For example, a linear decline over a relatively long period of the proportion ever marrying by birth cohort (cohort quantum of first marriage) is not unlikely; however, due to shifts in the cohort mean age at first marriage, the period quantum indicator shows a curvilinear development which cannot be modelled by means of a straight line - a second- or higher order degree polynomial would be more appropriate.

It should be noted that the analysis of this paper may equally well be carried out following the more traditional inductive approach. In section 5 we shall argue that changing perspective just requires to change a few plus signs in our basic expression (13) into minus signs.

Let $m(t,x) \geq 0$ be an o-e rate which not only depends on age x , but also on time t . All expressions for quantum and tempo derived in section 2 now become time-dependent. We introduce the following notation: $Q_p(t)$ and $\mu_p(t)$ are time-dependent quantum and tempo indices derived from a period life table (i.e. aggregation over x with fixed t); $Q_c(g)$ and $\mu_c(g)$ are time dependent quantum and tempo indices derived from a cohort life table (i.e. aggregation over x with a fixed value $g=t-x$ for cohort g). We write for the period sum of rates

$$\sum_{x=0}^{w-1} m(t,x) = A(t)$$

⁷ *Op. cit.* in fn. 4.

and for the cohort sum of rates⁸

$$\sum_{x=0}^{w-1} m(g+x, x) = B(g).$$

We assume that the rate sums $A(t)$ and $B(g)$ are finite for all t and g - this implies that there is no age for which the o-e rate is infinitively large. The consequence is that in theory our analyses do not apply to mortality, since there must be a highest age w for this process beyond which no one survives. In practice, however, with values for w around 105 or 110, the death rate $m(t, w-1)$ may be made so large, but still finite, that the few persons who are still alive at age $w-1$ ($l(w-1)$) all die between ages $w-1$ and w .

The definitions of $A(t)$ and $B(g)$ imply that the period quantum and the cohort quantum may be written as (see expression (3))

$$Q_p(t) = 1 - \exp\{-A(t)\}, \quad (3a)$$

$$Q_c(g) = 1 - \exp\{-B(g)\}. \quad (3b)$$

When the rate sum is small it is approximately equal to the corresponding quantum index⁹. In that case translation formulas for non-repeatable events are the same as those for repeatable events, as we shall see in section 3.1 (expression 12). However, most non-repeatable events have quantum indicators between 50% and 100 %, for instance first and second births, first marriage, and, not the least, death. For such events it would not be justified to approximate the quantum index by the rate sum.

When the period rate sum changes over time, the period quantum of the process also becomes time-dependent. Since $A(t) = -\ln(1 - Q_p(t))$, we find for the first two derivatives of the period sum

$$A'(t) = \frac{Q'_p(t)}{1 - Q_p(t)} \quad (9a)$$

⁸ We disregard the fact that a period rate for period t and age x differs from a cohort rate for (t, x) . The period rate is usually defined over a square between time points t and $(t+1)$, and ages x and $(x+1)$ in the Lexis diagram. The cohort rate is defined over a parallelogram between ages x and $(x+1)$ and diagonal lines g and $(g+1)$, with $g=t+x$. Hence the cohort rate covers two periods, i.e. $(t, t+1)$ and $(t+1, t+2)$. We think that the bias introduced by assuming that the period rate $m(t, x)$ equals the cohort rate $m(g+x, x)$ is sufficiently small to ignore it. In a time-continuous approach the problem is absent, cf. also fn. 6.

⁹ *Op. cit.* in fn. 6, section 8.

$$A''(t) = \frac{Q''_p(t)}{1 - Q_p(t)} + \left[\frac{Q'_p(t)}{1 - Q_p(t)} \right]^2. \quad (9b)$$

We introduce the age-specific proportions $a(t,x)$ and $b(g,x)$ of the period rate sum $A(t)$ and the cohort rate sum $B(g)$ with

$$m(t,x) = A(t).a(t,x) = B(g).b(g,x), \quad g=t-x \quad (10)$$

and

$$\sum_{x=0}^{w-1} a(t,x) = \sum_{x=0}^{w-1} b(g,x) = 1.$$

Thus we have for the cohort sum of rates the fundamental identity

$$B(g) = \sum_{x=0}^{w-1} m(g+x,x) = \sum_{x=0}^{w-1} A(g+x).a(g+x,x).$$

This expression states that the cohort sum of rates $B(g)$ is a function of period sums $A(t)$ and age-specific proportions $a(t,x)$ for all possible ages (and periods) that individuals belonging to cohort g go through as they grow older. The formula will serve as a basis for our further analyses. The idea is to expand both $A(g+x)=A(t)$ and $a(g+x,x)=a(t,x)$ in a Taylor-series around $t=g$, resulting in an expression for $B(g)$ as a function of $A(g)$ and $a(g,x)$ and their derivatives with respect to time (section 3.1). Next, some special cases will be analysed based on the assumption of constant and/or linearly changing values of indices for period quantum and period tempo (sections 3.2 and 3.3). In section 3.4 we expand $m(g+x,x)$ in a Taylor-series in order to find expressions for cohort tempo indices.

The Taylor-series expansion of the o-e rates implicitly assumes that the rates may be written as a polynomial function of time, one polynomial for each age¹⁰. Shields and Tracy¹¹ investigated the case in which the o-e rates are a polynomial function of *age* (one polynomial for each cohort), given a low-degree polynomial behaviour of the age-specific rate over time. The latter approach will not be pursued here.

¹⁰ *Op. cit.* (1964) in fn. 4, p.75.

¹¹ M.P. Shields and R.L. Tracy, 'A translation of period rates into cohort rates', American Statistical Association: 1982 Proceedings of the Social Statistics Section (Washington D.C., American Statistical Association, 1982), pp. 339-342.

3.1 The general case

A Taylor-series approximation of $A(g+x)$ and $a(g+x, x)$ yields

$$A(g+x) = A(g) + xA'(g) + \frac{1}{2}x^2A''(g) + \dots,$$

$$a(g+x, x) = a(g, x) + x a'(g, x) + \frac{1}{2}x^2 a''(g, x) + \dots$$

where derivatives of $A(t)$ and $a(t, x)$ are taken with respect to time. The latter formulae imply that $B(g)$ may be written as

$$\begin{aligned} B(g) = \sum \{ & A(g) + xA'(g) + \frac{1}{2}x^2A''(g) + \dots \} \cdot \{ a(g, x) + x a'(g, x) + \frac{1}{2}x^2 a''(g, x) + \dots \} = \\ & = A(g) \cdot \{ 1 + \sum x a'(g, x) + \sum \frac{1}{2}x^2 a''(g, x) + \dots \} + \\ & A'(g) \cdot \{ \sum x a(g, x) + \sum x^2 a'(g, x) + \sum \frac{1}{2}x^3 a''(g, x) + \dots \} + \\ & A''(g) \cdot \{ \sum \frac{1}{2}x^2 a(g, x) + \sum \frac{1}{2}x^3 a'(g, x) + \sum \frac{1}{4}x^4 a''(g, x) + \dots \} + \dots \end{aligned} \quad (11)$$

Now define the k -th absolute moment of the distribution $a(t, x)$ as $M_k(t) = \sum x^k a(t, x)$, and the

i -th derivative (with respect to time) of the k -th moment as $M_k^{(i)}(t) = \sum x^k a^{(i)}(t, x)$. (Thus the

first moment $M_1(t) = \sum x a(t, x)$ equals the mean age of the schedule defined in (8).)

Substitution in (11) yields

$$\begin{aligned} B(g) = A(g) \cdot \{ 1 + M_1'(g) + \frac{1}{2}M_2''(g) + \dots \} + A'(g) \cdot \{ M_1(g) + M_2'(g) + \frac{1}{2}M_3''(g) + \dots \} + \\ A''(g) \cdot \{ \frac{1}{2}M_2(g) + \frac{1}{2}M_3'(g) + \frac{1}{4}M_4''(g) + \dots \} + \dots \end{aligned} \quad (12)$$

This is the general translation formula for cohort quantum in the case of *repeatable* events, when $A(t)$ and $B(g)$ serve as indices for period and cohort quantum, respectively.

Substitution in expression (12) of the rate sums $A(t)$ and $B(g)$, and of the derivatives of $A(t)$ given in (9) results in

$$\begin{aligned} -\ln(1 - Q_p(g)) = -\ln(1 - Q_p(g)) \cdot \{ 1 + M_1'(g) + \frac{1}{2}M_2''(g) + \dots \} + \\ \frac{Q_p'(g)}{1 - Q_p(g)} \cdot \{ M_1(g) + M_2'(g) + \frac{1}{2}M_3''(g) + \dots \} + \\ \left\{ \frac{Q_p''(g)}{1 - Q_p(g)} + \left(\frac{Q_p'(g)}{1 - Q_p(g)} \right)^2 \right\} \cdot \{ \frac{1}{2}M_2(g) + \frac{1}{2}M_3'(g) + \frac{1}{4}M_4''(g) + \dots \} + \dots \end{aligned}$$

When we solve for the cohort quantum $Q_c(g)$ in the above expression we finally obtain the following translation formula

$$Q_c(g) = 1 - (1 - Q_p(g))^{E_1(g)} \cdot \exp\{-E_2(g)\} \quad (13)$$

with

$$E_1(g) = 1 + M'_1(g) + \frac{1}{2}M''_2(g) + \dots,$$

and

$$E_2(g) = \frac{Q'_p(g)}{1 - Q_p(g)} \cdot \{M_1(g) + M'_2(g) + \frac{1}{2}M''_3(g) + \dots\} +$$

$$\left[\frac{Q''_p(g)}{1 - Q_p(g)} + \left\{ \frac{Q'_p(g)}{1 - Q_p(g)} \right\}^2 \right] \cdot \left\{ \frac{1}{2}M_2(g) + \frac{1}{2}M'_3(g) + \frac{1}{6}M''_4(g) + \dots \right\} + \dots$$

Calot¹² derives a special case of our more general expression (13), namely one in which $E_1(g)=1+M'_1(g)$, and $E_2(g)=0$. Thus his formula is a first-order approximation with respect to quantum (assuming a time-constant $Q_p(t)$), and a second-order approximation with respect to tempo (assuming a straight line for $M_k(t)$).

Formula (13) tells us that there are two distinct factors that govern the relation between cohort quantum, and period quantum and tempo of a non-repeatable event. The first is the exponent $E_1(g)$, which expresses the impact of changes in the tempo of the period index. In case the period tempo is constant, the first- and higher-order derivatives of the moments $M_k(t)$ are zero, which implies that $E_1(g)$ is one. When the period tempo changes according to a straight line, all derivatives of the moments vanish, except $M'_1(g)$. Assume that $M'_1(g)>0$, which means that the mean age of the age-specific schedule of rates increases (considered from a period perspective). Other things being equal (in particular the value of $E_2(g)$), this translates into an increase of the cohort quantum $Q_c(g)$, since the term $1-Q_p(g)$ always lies between 0 and 1. The second factor is a mixture of the contribution of period quantum and period tempo. When the period quantum is constant, its first- and higher-order derivatives vanish, implying that $\exp\{-E_2(g)\}=1$, and the second factor exerts no influence on the cohort quantum. In case we have the situation of a linear increase in the period quantum (so that $Q'_p(t)=Q'_p>0$ for all t), together with a constant period tempo (which implies $M_k(g)=M_k$), $E_2(g)$ equals

¹² *Op. cit.* in fn. 6, section 8.

$$E_2(g) = M_1 \cdot \frac{Q'_p}{1 - Q_p(g)} + \frac{1}{2} M_2 \cdot \left(\frac{Q'_p}{1 - Q_p(g)} \right)^2 + \dots$$

which is positive for $Q'_p > 0$. In that case $\exp\{-E_2(g)\}$ is smaller than one. Moreover, $E_1(g)=1$ by assumption. This implies, with the assumptions stated above, that the cohort quantum for cohort g is larger than the period quantum for period $t=g$. This is an obvious finding. In section 3.2 we will investigate a case which is of more practical interest, namely the situation in which we want to infer information from period data applying to the cohorts that are in the prime ages of the birth of the first child, of first marriage, etc. rather than to the cohorts who still have to start with these events.

Returning to the general case, it will be clear from expression (13) that when the period quantum is close to one, the cohort quantum will also be close to one, almost irrespective of the pattern of period tempo. This agrees with what could be expected. Take for example the extreme case of mortality: since everyone dies, both the period and the cohort quantum are equal to 100 %. On the other hand, a period quantum which is almost zero may lead to a value for the cohort quantum which is larger than that for the period quantum, the difference depending on the changes in period quantum (first- and higher-order derivatives of $Q(t)$ contained in $E_2(g)$) and on the period tempo (contained in $E_2(g)$) and the changes therein (both in $E_1(g)$ and $E_2(g)$).

A final remark concerning the general case is that often the interest is not only in the cohort quantum, but also in its changes: can we conclude, on the basis of period indices, that the cohort quantum is rising, or perhaps falling? A formula for the first derivative of $Q_c(g)$ as a function of period cohort and tempo, and changes therein, may be obtained in a relatively straightforward manner from (13), although the result is a complicated expression. The derivative of the cohort quantum is easier obtained for a special case of (13), based on simplifying assumptions (cf. section 3.2).

3.2 Constant period tempo and a linear change in period quantum

In this section we shall assume that period tempo is constant, and that period quantum changes linearly. This implies that first and higher-order derivatives of $M_1(t)$, and second and higher-order derivatives of $Q_p(t)$ are all zero. As before, we write for this special case $Q'_p(t)=Q'_p$ and

$M_k(t)=M_k$ for all t . Furthermore we assume that Q'_p is so small that third- and higher-order terms in that variable may be ignored. In the discussion of expression (13) we already noted that these assumptions lead to

$$Q_c(g) = 1 - \{1 - Q_p(g)\} \exp[-M_1 \frac{Q'_p}{1 - Q_p(g)} - \frac{1}{2} M_2 (\frac{Q'_p}{1 - Q_p(g)})^2]. \quad (14)$$

Here the cohort quantum for cohort g is expressed as a function of the level of period quantum for time t equal to g , the value of the slope of the period quantum, and those of the first two moments of the distribution $a(t,x)$. The situation in which there is no distortion may be evaluated by setting $Q_c(g)$ equal to $Q_p(g)$ in (14). This leads to the conditions (i) $Q'_p=0$, (ii) $Q_p(g)=1$, and (iii) $Q_p(g)=1+\frac{1}{2}Q'_p M_2/M_1$. Thus, when either conditions (i), (ii), or (iii) are fulfilled, there will be no distortion, and the period quantum will be an accurate estimator for the cohort quantum (under the assumptions of this section). Since the values of $Q_p(t)$ are restricted to the (0,1)-interval, condition (iii) only holds provided that $-\frac{1}{2}M_1/M_2 \leq Q'_p \leq 0$. Thus, because all moments are non-negative, a negative slope of the period quantum ($Q'_p < 0$) is a necessary condition for case (iii).

In order to analyse the relation between the quantum for cohort g and the tempo and quantum for *any* time T , not just $t=g$, we use the concept of "dating"¹³, (Ryder, 1964, 77) and write for the period quantum

$$Q_p(T) = R + S.T \quad (0 \leq Q_p(T) \leq 1).$$

Here the slope S equals $Q'_p(T)=Q'_p$, and the value of R was arbitrarily set equal to $Q_p(g)$. (This means that T is relative to g - negative T -values represent calendar years before the year g .) Then we have for any time T (with $-R/S \leq T \leq (1-R)/S$ for positive slopes, and $(1-R)/S \leq T \leq -R/S$ for negative slopes) that $Q_p(T)=Q_p(g)+Q'_p.T$, and thus $Q_p(g) = Q_p(T) - Q'_p.T$. Substituting the latter expression for $Q_p(g)$ in expression (14) leads, together with our assumptions, to

$$Q_c(g) = 1 - \{1 - Q_p(T) + Q'_p.T\} \exp[-E_2(T)] \quad (15a)$$

with

$$E_2(T) = M_1 \frac{Q'_p}{1 - Q_p(T) + Q'_p.T} + \frac{1}{2} M_2 (\frac{Q'_p}{1 - Q_p(T) + Q'_p.T})^2. \quad (15b)$$

Expression (15) gives the relationship between the quantum for cohort g and that for a period

¹³ *Op. cit.* (1964) in fn. 4, p. 77.

T years later than g , assuming a constant period tempo and a period quantum which follows a straight line over time. The cohort quantum is clearly non-linear. Hence, under certain conditions, which are defined by the parameters $Q_p(T)$, Q'_p , M_1 and M_2 , there may be a time T^* , say, in which the cohort quantum for the cohort born in year g equals the period quantum for the calendar year $g+T^*$. T^* may be evaluated by requiring that $Q_c(g)=Q_p(T^*)$ in expression (15) and solving for T^* . This yields

$$T^* = \frac{(1 - Q_p(T^*)) \cdot (1 - \exp(E_2(T^*)))}{Q'_p}, \quad (16)$$

where $E_2(T^*)$ follows from (15b). An obvious iterative procedure to find T^* given the values of the other parameters is to start with some initial value for T^* , evaluate the right-hand side of (16), re-enter this value in the right-hand side, etc. until the process converges.

3.3 A constant period quantum and a linear change in period tempo

Assume that the period tempo changes linearly, and that the period quantum is constant on some interval. In other words, $M'_k(t)=M'_k$, while second- and higher order derivatives of the k -th moment are all zero. In addition, we have that $Q_p(t)=Q_p$, while all derivatives of $Q_p(t)$ vanish. In that case the general expression (13) becomes

$$Q_c(g) = 1 - (1 - Q_p)^{1+M'_1}. \quad (17)$$

This implies that the complement of the cohort quantum for cohort g equals the complement of the period quantum raised to the power $1+M'_1$, where M'_1 is the (constant) slope in the mean age of the schedule. Hence, under the assumptions of this section, the cohort quantum is constant. The power $1+M'_1$ expresses the distributional distortion, i.e. the upward or downward shift in the cohort quantum caused by a shift in the period age tempo; in this *multiplicative* model for non-repeatable events the *power* $1+M'_1$ plays the same role as the *factor* $1+M'_1$ does in the *additive* model for repeatable events¹⁴.

When the mean age of the rate schedule declines, $M'_1 < 0$ and therefore $Q_c(g)=Q_c < Q_p$. Thus

¹⁴ See expression (12) and *op. cit.* (1964) in fn. 4, p. 76.

when events take place at ever younger ages, the period quantum overestimates the cohort quantum. For $M'_1 > 0$ the opposite is true.

3.4 Cohort tempo

In order to derive an expression for indices of cohort tempo we develop $m(g+x, x)$ in a Taylor-series:

$$m(g+x, x) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{x^i}{i!} m^{(i)}(g, x).$$

Then we calculate for cohort g the mean age at experiencing the event ($\mu_c(g)$), and the mean age of the schedule of o-e rates ($\bar{x}_c(g)$):

$$\begin{aligned} \mu_c(g) &= \frac{\sum_{x=1}^{w-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^{x-1} m(g+i, i)\right)}{Q_c(g)} = \\ &= \frac{\sum_{x=1}^{w-1} \exp\left(-\sum_{i=0}^{x-1} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{i^j}{j!} m^{(j)}(g, i)\right)}{Q_c(g)}, \\ \bar{x}_c(g) &= \frac{\sum_{x=0}^{w-1} x \cdot m(g+x, x)}{\sum_{x=0}^{w-1} m(g+x, x)} = \frac{\sum_{x=0}^{w-1} x \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \frac{x^j}{j!} m^{(j)}(g, x)}{-\ln(1-Q_c(g))}. \end{aligned}$$

Unfortunately, these expressions do not provide much insight. The problem with $\mu_c(g)$ is the partial sum (from $i=0$ to $i=x-1$) in the numerator, which defies further analysis. The expression for $\bar{x}_c(g)$ may be simplified, for example by restricting the Taylor-series approximation to the first two or three terms, and next substituting for the corresponding moments $M_k(t)$ and their derivatives. The result, however would be difficult to interpret, because of the rather abstract notion of a mean age of a schedule of age-specific rates (either period or cohort).

Probably the only way to approach the translation problem for tempo indices is by way of extensive simulations, in which a relationship is established between the time paths of

$$M^{(n)}_A(t) \text{ and } \mu_p(t) \text{ (and likewise for the corresponding cohort indices).}$$

However, instead of the cohort tempo, one may fruitfully analyse the cohort quantum between two exact ages y and z , with $0 \leq y < z \leq w$. In the study of mortality in particular, it may be important to know what the cohort proportion is which survives up to age 70, say, given a certain development of the period proportion surviving to that age, and the various moments of the schedule of age-specific mortality rates for ages between 0 and 70. In that case, the age interval (y, z) is equal to $(0, 70)$. By choosing various values for y and z one may get detailed insight into the cohort tempo. One of the illustrations in section 4 is based upon this idea of "partial quantum", applied to first marriage between ages 20 and 30.

4. Illustrations

Observed first marriage rates for males aged 15-59 in Norway for the period 1961-1989 were used to compute the rate sum $A(t)$, the period quantum $Q_p(t)$, and the first three moments $M_1(t)$ through $M_3(t)$. Results are given in table 1.

*** table 1 here ***

To illustrate the consequences for the cohort quantum of a change in period quantum and tempo we used the following values for $Q_p(t)$, $M_1(t)$ and $M_2(t)$: $0 \leq Q_p(t) \leq 1$; $M_1(t) = 26, 30$, and 34 ; and $M_2(t) = 800, 1000$, and 1200 .

Table 1 shows that during the 1970s and 1980s the average annual drop in the period quantum was approximately 1.4 percentage points. Therefore it seemed reasonable to choose, for the illustrative calculations, values for $Q'_p(t)$ that range from -2 to +2 percentage points annually. As to period tempo, expressed by the mean age of the schedule of age-specific first marriage rates, this index first fell by 0.22 years of age per calendar year, but in the beginning of the 1970s the trend was reversed and the mean age increased by 0.38 years per year on average at the end of the 1980s. Values for $M'_1(t)$ between -0.4 and +0.4 per year were selected to show the consequences of changes in period tempo.

The choices described above are probably broad enough to cover most cases of interest when it comes to fertility by parity and first marriage. Figures 1 illustrates expression (14), showing cohort quantum $Q_c(g)$ as a function of period quantum for year $t=g$ ($Q_p(g)$), this period quantum following a straight line over time. The slope of the line (denoted by Q' in the figure) varies between -2 per cent and +2 per cent per year. The period tempo is constant, with the first and the second moment equal to $M_1=30$ years, and $M_2=1000$ years², respectively. The solid straight line between points (0, 0) and (1.0, 1.0) denotes the situation in which the period quantum is constant in time ($Q'=0$). In that case there is no distortion: cohort quantum equals period quantum. The figure clearly shows that the degree of distortion generally increases when (other things remaining equal) the period quantum falls, or the (upward or downward) slope in the period quantum becomes steeper (however, this is not always the case for negative slopes in the period quantum, cf. below). Already for a period quantum of 90 per cent the distortion is considerable: the cohort quantum exceeds the period quantum by at least 8 percentage points, irrespective of the slope in the period quantum. The distortion is much larger for relatively low levels of the period quantum: figure 1 shows that for Q_p equal to 65 per cent (which is probably close to the level for first marriage in Norway in the beginning of the 1990s, see table 1), the cohort quantum is 20 percentage points lower in case the period quantum falls by 1 per cent annually, and it is 25 percentage points higher in case the period quantum grows by 1 per cent per year. Most striking perhaps is the fact that the degree of distortion is *less* for a fall in the period quantum of 2 per cent than that for a decrease by 1 per cent. The no-distortion point is given by the condition $Q_p(g)=1+\frac{1}{2}Q'_p.M_2/M_1$ (see section 3.2), which leads in figure 1 to $Q_p(g)=0.67$ for $Q'_p=-0.02$, and $Q_p(g)=0.83$ for $Q'_p=-0.01$. The change from underestimation to overestimation when period quantum falls is counter-intuitive: from figure 1 one may conclude that in general, the steeper the downward/upward slope in the period quantum, the larger the overestimation/underestimation of the cohort quantum by the period quantum. But surprisingly enough this does not hold in the case of a downward slope when the period quantum is high: on the interval between $Q_p(g)=1+\frac{1}{2}Q'_p.M_2/M_1$ and $Q_p(g)=1$ the period quantum *underestimates* the cohort quantum, and this effect is stronger the steeper the downward slope is. The effect disappears as $\frac{1}{2}Q'_p.M_2/M_1$ approaches to zero, because the no-distortion point then moves towards $Q_p(g)=Q_c(g)=1$. No satisfactory interpretation could be given so far for this counter-intuitive cross-over.

*** figure 1 here ***

In addition to the values used in figure 1, we computed expression (14) for two other choices

of M_1 , viz. 26 and 34 years. Other parameters (Q'_p and M_2) were the same as in figure 1. The results will not be shown here, but they indicate that the pattern is similar to that of figure 1 (underestimation of the cohort quantum by the period quantum for positive slopes in the period quantum, and a cross-over for negative slopes), but the distortion grows with increasing values of M_1 . For instance, taking the first moment equal to 26 yrs and $Q_p(g)=0.5$, we found $Q_c(g)$ -values of 0.36 and 0.92 for Q'_p -values of -0.2 and +0.2, respectively. For the first moment equal to 34 years the corresponding values were 0.12 and 0.94 (and 0.25 and 0.93 for M_1 equal to 30 years, see figure 1).

It should be noted that expression (14) results in *negative* values for the cohort quantum for low levels of the period quantum, and a downward slope in that period quantum. Such negative values are more likely the higher M_1 is. There are two explanations for this phenomenon. The first is that one of the assumptions behind expression (14), i.e. a linear fall in period quantum is untenable for a very long period, when the period level is already low. And the higher the mean age, the longer this period must be for the cohort to complete its life course (in other words, to reach age w) - given a particular value for the second moment. The lowest $Q_p(g)$ -value which yields a non-negative $Q_c(g)$ -value on the basis of (14) can be found by iteratively solving for $Q_p(g)$ in the following equation:

$$Q_p(g) = 1 - \exp\left\{-\frac{Q'_p}{1-Q_p(g)} \cdot \left(M_1 + \frac{1}{2} \frac{Q'_p \cdot M_2}{1-Q_p(g)}\right)\right\}$$

which follows immediately from (14) by setting $Q_c(g)=0$. Given a starting value for $Q_p(g)$ together with values for Q'_p , M_1 and M_2 , one can evaluate the right-hand side of this expression, and this results in a second value for $Q_p(g)$. This can again be entered into the right-hand side, etc. The iterative procedure described here converges in just a few steps to one unique value for all cases that we investigated (including those illustrated by figure 1). The second reason for negative values is that third and higher order terms were not included in the Taylor-series expansion that led to expression (14), and the latter expression is more sensitive to this omission at low values for the period quantum than at higher values. Adding a third-degree term in (14) leads to somewhat higher values for the cohort quantum (but negative values still appear).¹⁵

¹⁵ Assuming a linear change in the period quantum we find for the i -th derivative of the rate sum $A(t)$ that $A^{(i)}(t) = (i-1)! \{(A'(t))^i\}$, $i \geq 1$, where $A'(t)$ is given by expression (9a). Then it may be verified that adding a third degree term in the Taylor-series approximation results in an extra term in the expression for $E_2(g)$ in (14):

Table 2 is a variation on figure 1, in that it contains cohort quantum values for three choices of the second moment: $M_2=800$, $M_2=1000$, and $M_2=1200$. A value of 0.65 was chosen for the level of the period quantum $Q_p(g)$, which is probably close to the period quantum for first marriage among Norwegian males in the first half of the 1990s.

*** table 2 here ***

Table 2 shows that low values for the second moment tend to decrease the cohort quantum, and this effect is stronger the lower the value of the first derivative of the period quantum is. Whether this leads to a larger or to a smaller amount of distortion depends on the "reference value" of the cohort quantum. For instance, compared to the case $M_2=1000$ and $Q'_p=-0.02$, the distortion changes from -3 percentage points (0.62-0.65) to +7 percentage points (0.72-0.65) when M_2 increases by 200 to a value of 1200. However, a drop in M_2 by the same amount to a level of 800 results in a larger distortion of -18 percentage points.

The final remark with respect to expression (14) concerns a comparison with the case of repeatable events. For this type of events the period quantum equals $A(t)$, and the cohort quantum is $B(g)$. Assuming a constant period tempo, and a linear increase or decrease in period quantum, expression (12) simplifies into $B(g)=A(g)+A' \cdot M_1$. In that case the distortion has a constant value of $A' \cdot M_1$, and, unlike the case of non-repeatable events, it is independent of the period quantum and the second moment. A figure similar to figure 1 would show a number of straight lines parallel to the "no-distortion" line, for instance one through the points (0, 0.3) and (0.7, 1) for $A'=0.01$ and $M_1=30$. The findings confirm what was stated in section 3, namely that the cohort quantum for the non-repeatable case may be approximated quite accurately by the cohort quantum for the repeatable cases, provided that the period quantum is small.

Figure 2 illustrates expression (17), indicating the impact on cohort quantum of a period

$$E_2(g) = M_1 \cdot \frac{Q'_p}{1-Q_p(g)} + \frac{1}{2} M_2 \cdot \left(\frac{Q'_p}{1-Q_p(g)} \right)^2 + \frac{1}{3} M_3 \cdot \left(\frac{Q'_p}{1-Q_p(g)} \right)^3$$

where M_3 is the third moment. Without the third degree term, expression (14) results, for $Q_p(g)=0.25$, in a negative value of -2.4 per cent for the cohort quantum in figure 1 (for the case $Q'=-0.01$). Adding the third degree term leads to a value of $+2.8 \cdot 10^{-4}$ per cent, and $Q_p(g)$ -values below 0.25 still resulted in negative $Q_c(g)$ -values (M_3 was chosen equal to 30,000, approximately equal its value for first marriage among Norwegian males after 1960, see table 1).

quantum which is time constant and a period tempo which is a linear function of time. The slope of the first moment (i.e. the mean age of the schedule of age-specific rates) varies between -0.4 and +0.4 years of age per calendar year. Deviations from the unmarked solid line $M'_1=0$ give the amount of distributional distortion. For instance, if the period quantum is constant at a level of 75 per cent, and the mean age of the schedule increases by 0.4 years of age per calendar year, the cohort quantum is 86 per cent, or 11 percentage points higher than that of an undistorted cohort. The largest amounts of distortion in figure 2 occur for $Q_p=55$ per cent together with $M'_1=0.4$ (+12.3 percentage points), and for $Q_p=70$ per cent together with $M'_1=-0.4$ (-18.6 percentage points). Note that the lines in figure 2 are not symmetric around the no-distortion line: distortions caused by a negative slope of the first moment are stronger than those caused by a positive slope of equal absolute value. It is straightforward to prove that the condition $0 \leq Q_c(g) \leq 1$ is equivalent to $M'_1 \leq 1$ for this model. We believe that the latter condition, implying a rise in the mean age of the rate schedule of at most one year of age per calendar year covers all cases of practical interest.

In figure 3 we have illustrated the distributional distortion for *repeatable* events - all other parameters are equal to those used to draw up figure 2.¹⁶ Comparison of figures 2 and 3 reveals that the distributional distortion for non-repeatable events is less than that for repeatable events, all other things being equal, but at low values for the period quantum there is very little difference. This agrees with what we could expect on the basis of the approximation of the quantum index by its corresponding rate sum, cf. the remarks about this issue in section 3. But for high period quantum levels the differences in distributional distortion between repeatable and non-repeatable events become large: for instance, in case of a drop in the mean age of the rate schedule by 0.4 and a period quantum of 90 %, the distortion is -15 percentage points for non-repeatable events and -36 percentage points for repeatable events. The reason for the relatively small amount of distributional distortion for non-repeatable events is of course the fact that the cohort quantum equals the period quantum for period quantum values just below 100 per cent (see expression (17)), and that the cohort quantum cannot exceed this level - there is no such constraint for repeatable events.

¹⁶ The formula used here is $Q_c(g)=Q_p(1+M'_1)$. Note that we have adjusted Ryder's original formula $Q_p(g)=Q_c(1-M'_1)$ - in which the period mean age of the rate schedule coincides with the period mean age at childbearing, see *op. cit.* (1964) in fn. 4, p. 76 - to our perspective, which is to infer information on cohort patterns from observed period patterns, rather than the other way around. See also section 5.

*** figures 2 and 3 here ***

Inspection of table 1 reveals that from the beginning of the 1970s, the period quantum of first marriage for Norwegian males fell more or less linearly, and that the first moment raised approximately according to a straight line. If we are willing to assume that both the period quantum and period tempo follow a straight line, we may infer the cohort quantum from expression (13) by setting all derivatives of order two or higher equal to zero. This implies that $E_1(g)=1+M'_1$, and that (upon a second-order approximation)

$$E_2(g) = \frac{Q'_p}{1-Q_p(g)} \cdot (M_1(g) + M'_2) + \frac{1}{2} \left(\frac{Q'_p}{1-Q_p(g)} \right)^2 \cdot (M_2(g) + M'_3). \quad (18)$$

If this situation of linear trends in period quantum and period tempo were to last long enough, the proportion ever married for the five-year cohort whose members were 15 years old in the period 1976-80 (i.e. birth cohort 1961-65) may be computed using the observed values $Q_p=0.82$, $Q'_p=-0.014$, $M_1=29.53$, $M'_1=0.18$, $M_2=925$, $M'_2=10.8$ and $M'_3=523$. (The values of the first derivatives of the period quantum and the three moments in 1976-80 were estimated as one-tenth the difference of the values of the corresponding indices in neighbouring periods.) This leads to $E_1(g)=1.18$ and $E_2(g)=1.2424$, resulting in $Q_c=0.962$. The fact that period quantum underestimates cohort quantum in this example (by 14 percentage points) is not surprising, since both figure 1 (assuming a constant period tempo and a linear change in period quantum) and figure 2 (assuming a constant period quantum and a linear change in period tempo) suggest that the cohort quantum be higher than its period counterpart. But the degree of distortion (leading to an assumed 96 per cent ever married at age 60 for birth cohort 1961-65) is perhaps higher than intuitively expected. Clearly, the straight-line extrapolations underlying the calculations are too crude, and higher order polynomials may lead to lower Q_c -values. For instance, a second degree polynomial for M_3 gives a rather accurate description of the data for the entire period 1961-1990. This results in $M'_3=408$ in 1976-1980, which in turn yields a value of 94.6 per cent for the cohort quantum. If, in addition, the slope in the period quantum is estimated on the basis of a second-degree polynomial, we find $Q'_p=-0.012$, and a cohort quantum of 90 per cent.

To illustrate the concept of partial quantum, which may be used when we want to gain insight in the tempo of the process, consider table 3, which is similar to table 1, the only difference being that the ages for which the various indicators are computed are restricted to 20-29. Thus, on the basis of the synthetic first marriage table for the period 1981-85, 52 per cent of those

who were not married at age 20 did so before age 30. We note that this proportion falls steeply since the end of the 1960s. The mean of the age-specific marriage rates in the age interval 20-29 was 25.3 years in 1981-85, and there is a weak U-curve in this indicator over the period 1961-1990. Now consider the period 1981-1985. Assuming a linear decrease in the partial quantum of 2.7 percentage points per year (one-tenth of the difference between neighbouring periods), and annual increases in the first, second and third moment by .07, 3.2 and 118, respectively, expression (18) results in a value of 32.2 per cent for the partial quantum for the "cohort" 1981-1985 ($E_1=1.07$, $E_2=-0.3918$). Thus, on the basis of an assumption of linear developments in the partial quantum and the first three moments for the age interval 20-29, we may expect that males born in 1961-1965 who never had married by age 20 will have a probability of 32 per cent to have experienced first marriage before age 30, i.e. roughly one-third of the estimated *total* cohort quantum (ages 15-59) for this birth cohort.

*** table 3 here ***

5. Conclusions and discussion

In this paper we have derived expressions for the quantum of non-repeatable events experienced by members of a cohort, as a function of indices for quantum and tempo as observed in a period perspective for synthetic cohorts. These new expressions complement the set of Ryder's translation formulas for repeatable events. By adopting the perspective of a life table based on piece-wise constant age-specific intensities, both the period quantum and the cohort quantum could be written as a simple logarithmic transformation of the (period or cohort) sum over all ages of occurrence-exposure rates. A Taylor-series expansion was applied to the rate sum for a given cohort, and next terms were recollected into contributions from the period rate sum and the moments of the age-specific distribution of the period rate schedule, together with the derivatives with respect to time of these indices. Finally, the period rate sum and the cohort rate sum were transformed back into period and cohort quantum indices.

Mathematically, we can summarize our approach as follows in concise form ¹⁷. Let $V_k'(t)$ and

¹⁷ See also, for the case of repeatable events, L. Yntema, *Inleiding tot de Demometrie*. Deventer (The Netherlands, Van Loghum Slaterus, 1977), p. 162.

$W_k(g)$ denote the absolute moments defined for the age-specific rates for period t and cohort g ($m(t,x)$ and $m(g+x,x)$, respectively):

$$V_k(t) = \sum_x x^k m(t,x),$$

$$W_k(g) = \sum_x x^k m(g+x,x).$$

Assuming that the rates follow a time trend which can be described by a polynomial function of time, Taylor-series expansions for $m(g+x,x)$ and $m(g,x)=m(t-x,x)$ lead to

$$m(g+x,x) = \sum_i \frac{x^i}{i!} m^{(i)}(g,x),$$

$$m(t-x,x) = \sum_i \frac{(-x)^i}{i!} m^{(i)}(t,x).$$

Then it follows that

$$W_k(g) = \sum_i \frac{1}{i!} V^{(i)}_{k+i}(g),$$

$$V_k(t) = \sum_i \frac{(-1)^i}{i!} W^{(i)}_{k-i}(t).$$

The expression for $W_k(g)$ takes period moments and their derivatives as given, and translates these into cohort moments. This is the approach we followed in this paper. In traditional translation studies the focus was on period indices as a function of cohort moments and their derivatives, i.e. the second expression. By inserting minus signs at appropriate places and replacing cohort moments by period moments one can change from one perspective to the other.

For the cohort sum of rates, denoted by $B(g)$ in this paper, we have

$$B(g) = W_0(g) = \sum_i \frac{V_i^{(0)}(g)}{i!}. \quad (19)$$

Next the cohort quantum equals $Q_c(g)=1-\exp\{-B(g)\}$. By including sufficiently many period moments and their derivatives in the expression for $B(g)$ the cohort quantum may be evaluated to any desired level of precision. Finally, it may be useful to factor the period moment $V_k(t)$ into a factor $A(t)=V_0(t)$, representing the period sum of rates, and a factor $\sum_x x^k a(t,x)=M_k(t)$, representing the absolute moments of the period distribution of the age-specific rates. (Each derivative of $V_k(t)$ should then be written as an appropriate function of the derivatives of $A(t)$)

and $M_x(t)$).

The cohort mean age of the rate schedule ($W_1(g)/W_0(g)$) may also be computed on the basis of period indices, but the results are difficult to interpret. Alternatively, the mean age at which the cohort members experience the event (see expression (7) in the paper) leads to a complicated formula which does not provide much insight. This would imply that the expressions derived in this paper might be used fruitfully in the analysis of such non-repeatable events as first marriage, birth by parity, emigration etc., but *not* for death: the quantum of mortality is 100 % by definition, and therefore the attention is only to tempo aspects of this phenomenon. However, as a second best to the analyses of tempo indices, one may apply the notion of "partial quantum", by restricting the age interval for the o-e rates to some ages that are central for the process (for instance ages between 20 and 30 for first marriage or first births, or ages up to 70 or 80 for mortality), and analysing the partial quantum for the cohort on the basis of the "partial" period indices defined for the relevant age interval.

We investigated in some detail three special cases of expression (13) (summarized in (19)): (i) a constant period tempo and a linear change in period quantum, see expression (14); a constant period quantum and a linear change in the period distribution of age-specific rates (expression (17)); and (iii) a linear change in both the period quantum and the period distribution (expression (18)). More complicated models, involving polynomials of degree two or higher may also be evaluated. However when applying these models one must be aware of the fact that they include fourth and higher order moments of the period distribution of the age-specific rates, which may be rather unstable¹⁸. Another problem connected to the present approach is that polynomials may yield an accurate description of observed trends for period indices, but that extrapolations may easily lead to unrealistic values (for instance a period quantum value outside the (0,1)-range). To circumvent this problem, alternative trend specifications have been proposed in the context of translation formulas for repeatable events, for instance a logistic function and a periodic function¹⁹. This approach might be applied to non-repeatable events, too. But even with the present polynomial-based approach it would often be wise (though not

¹⁸ Calot investigates in detail age-specific fertility rates for France for the cohorts born between 1875 and 1959, see *op. cit.* in fn. 6, section 6. His analysis of translation of these *repeatable* events (parity was not included) suggests that moments up to the third one give a good fit - the patterns become unstable when the fourth moment is added.

¹⁹ J. de Beer, 'Translation analysis as a device for extrapolating fertility rates'. Unpublished paper, Netherlands Central Bureau of Statistics, 1982.

always sufficient) to try and fit the polynomial to the period rate sum $A(t)$, instead of the period quantum $Q_p(t)$. Expression (3a) restricts the period quantum value to the interval (0,1), irrespective of the extrapolated value for the period rate sum.

Numerical illustrations were given for first marriage of Norwegian males for the period 1961-1990. We demonstrated that the proportion ever married for the period 1976-1980 of 82 per cent underestimates the cohort proportion ever married for the birth cohort 1961-65 by between 8 and 14 percentage points, assuming, among others, a linear fall in period quantum of 1.2-1.4 per cent per year. Approximately one-third of the cohort quantum would be located in the age interval 20-29.

There are at least two types of problems where the expressions derived in this paper may be applied fruitfully. The first is when we observe, for a number of years, information regarding the quantum and the first two or three moments of the process in question, and want to analyse the implications for recent cohorts which have not yet completed their life course. Provided we can assume that period indices follow some low-degree polynomial function of time, the translation formulas give us the apparatus to infer the quantum and the partial quantum for these recent cohorts. The second type of application is in formulating assumptions in population projections for parity-specific fertility. Projection assumptions are frequently formulated at the level of a few summary indicators (for instance, the proportion childless and the mean age at childbearing for parity one), and only broken down into age-specific rates at a later stage. The translation formulas may be used to investigate the implications for cohort behaviour of extrapolated period indices, and vice versa.

One of the limitations of the present approach is that it only deals with one event, for instance birth of the first child or first marriage. It would be desirable to work out the expressions for more complicated models, in which more than one event can take place at a certain age, for instance a first or a second or a third birth, or first marriage, divorce, transition to widowhood and remarriage. Instead of the simple life table which was used in this paper with only two states and one event, the more complicated approach would lead to a multistate life table with two or more intercommunicating states, for instance, progression from parity 0 to parity 1, from parity 1 to parity 2, and from parity 2 to parity 3. Despite the apparent usefulness of translation formulas for such a multistate life table, it is not at all certain that these will be discovered easily. The reason is that the multistate analogue of our basic expression (3) for the quantum of a process as a function of a set of age-specific occurrence-exposure rates (i.e. the

sum over all ages of the age-specific matrix containing the relevant events) turns out to be a complicated matrix formula in which the matrices of o-e rates and vectors of person years for each age appear²⁰.

²⁰ See for example E. van Imhoff, 'The exponential multidimensional demographic projection model', *Mathematical Population Studies*, 2(1990), p. 176.

Table 1. Rate sum, period quantum, and moments of the schedule of age-specific first marriage rates, males, Norway

	1961- 1965	1966- 1970	1971- 1975	1976- 1980	1981- 1985	1986- 1990
A(t)	2.47	2.56	2.22	1.74	1.37	1.15
$Q_p(t)$	0.92	0.92	0.89	0.82	0.75	0.68
$M_1(t)$ yrs	30.16	29.17	28.76	29.53	30.51	32.40
$M_2(t)$ yrs ²	936	905	878	925	986	1108
$M_3(t)$ yrs ³	32581	30102	28696	30888	33924	40042

Source: computed on the basis of table 5.7 in "Befolkningsstatistikk 1991 Hefte III" (Statistisk Sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger, 1991). Marriage rates for five-year intervals were assumed to apply to each one-year interval within the broader interval.

Table 2. Cohort quantum Q_c as a function of the slope in the period quantum (Q'_p) and the second moment of the age pattern of rates (M_2) - results of expression (14) with $Q_p=0.65$ and $M_1=30$

	-0.02	-0.01	Q'_p 0	0.01	0.02
M_2					
800	0.47	0.41	0.65	0.89	0.98
1000	0.62	0.45	0.65	0.90	0.99
1200	0.72	0.49	0.65	0.91	0.99

Table 3. Rate sum, period quantum, and moments of the schedule of age-specific first marriage rates for ages 20-29, males, Norway

	1961- 1965	1966- 1970	1971- 1975	1976- 1980	1981- 1985	1986- 1990
A(t)	1.39	1.55	1.41	1.02	0.73	0.46
$Q_p(t)$	0.75	0.79	0.75	0.64	0.52	0.37
$M_1(t)$ yrs	25.02	24.90	24.86	25.05	25.28	25.70
$M_2(t)$ yrs ²	634	628	626	635	647	667
$M_3(t)$ yrs ³	16260	16032	15957	16313	16738	17493

Source: see table 1.

Figure 1. Cohort quantum as a function of time-constant period tempo, and a linear change in period quantum with slope Q'

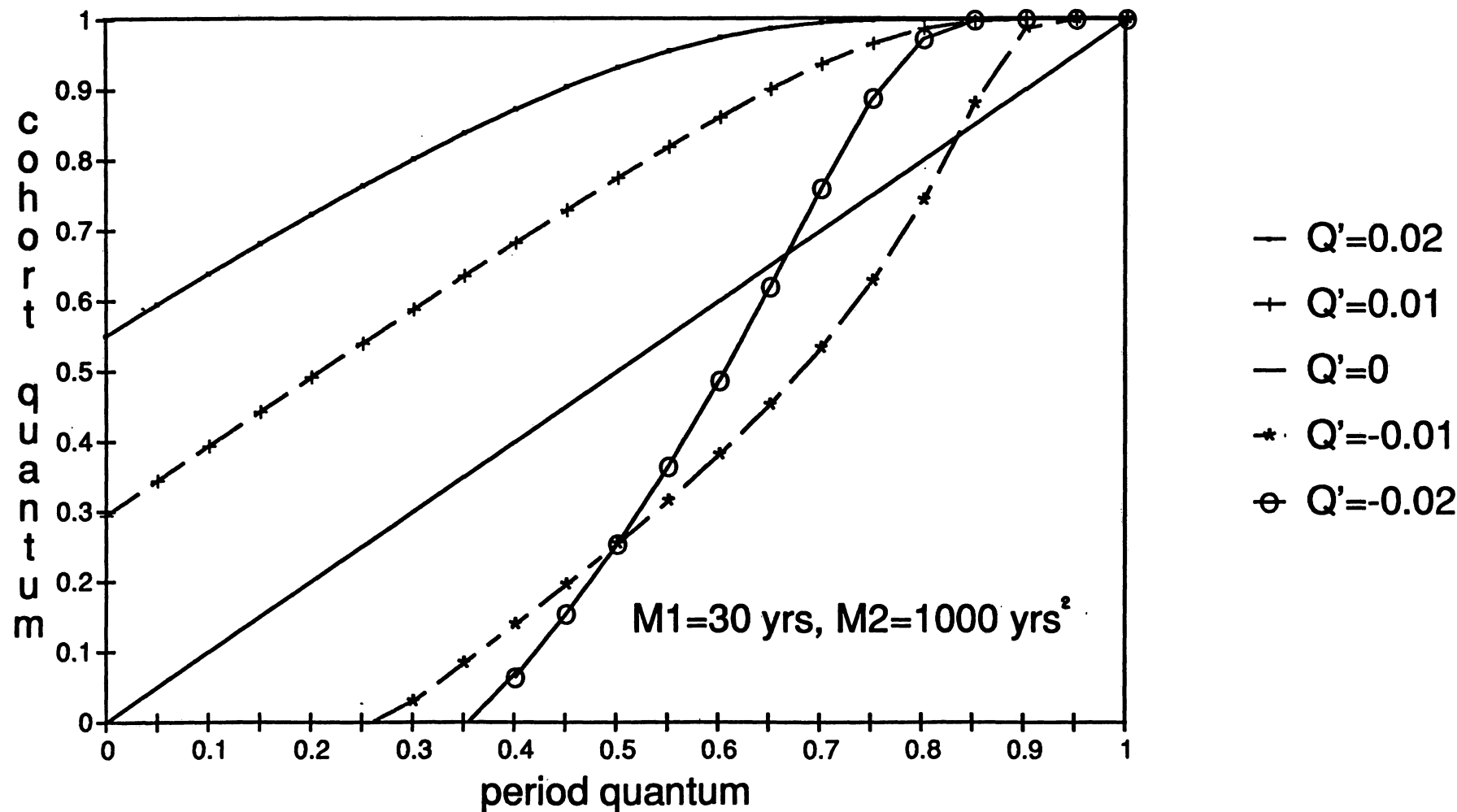


Figure 2. Cohort quantum as a function of period quantum and a linear change in period tempo with slope $M'1$

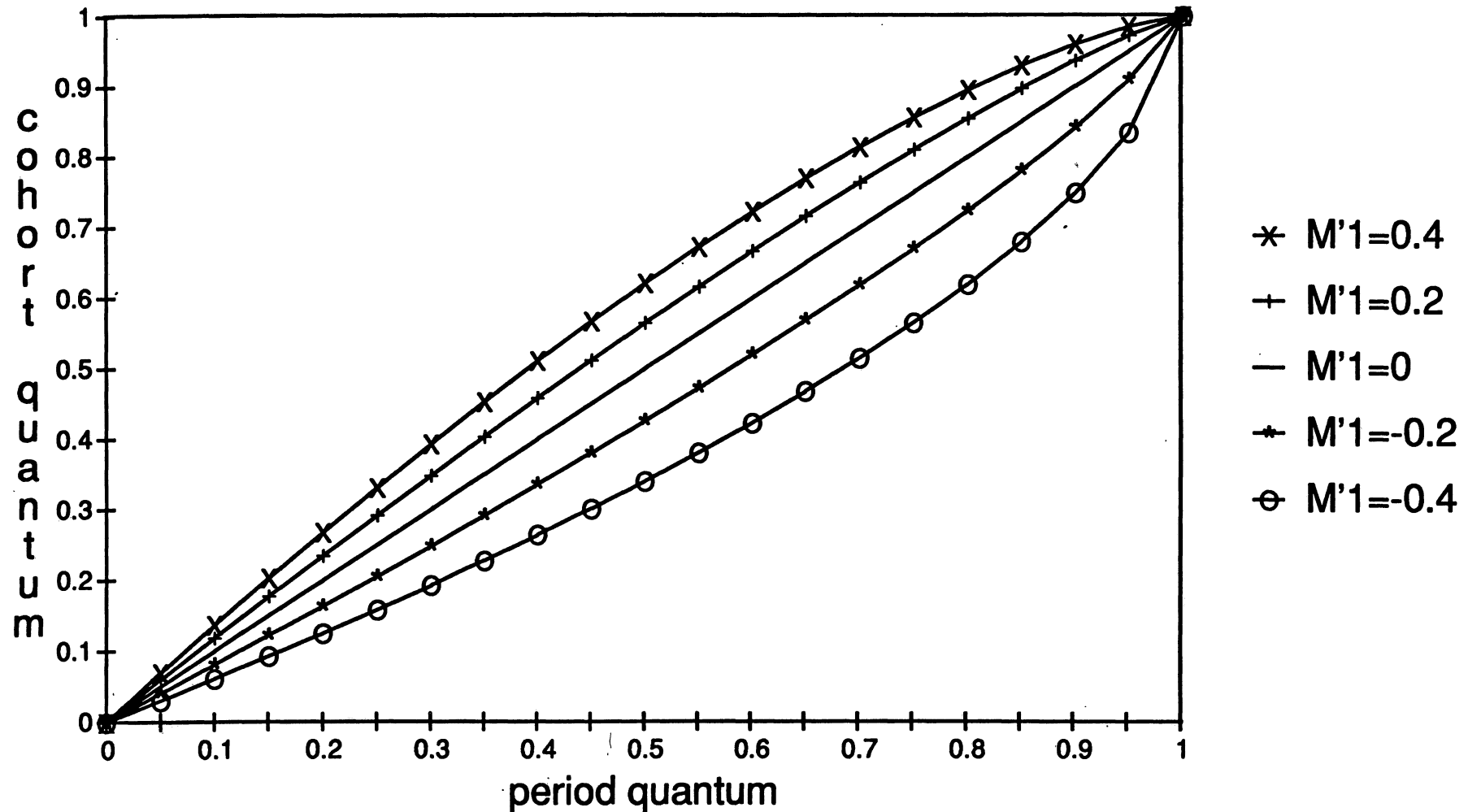
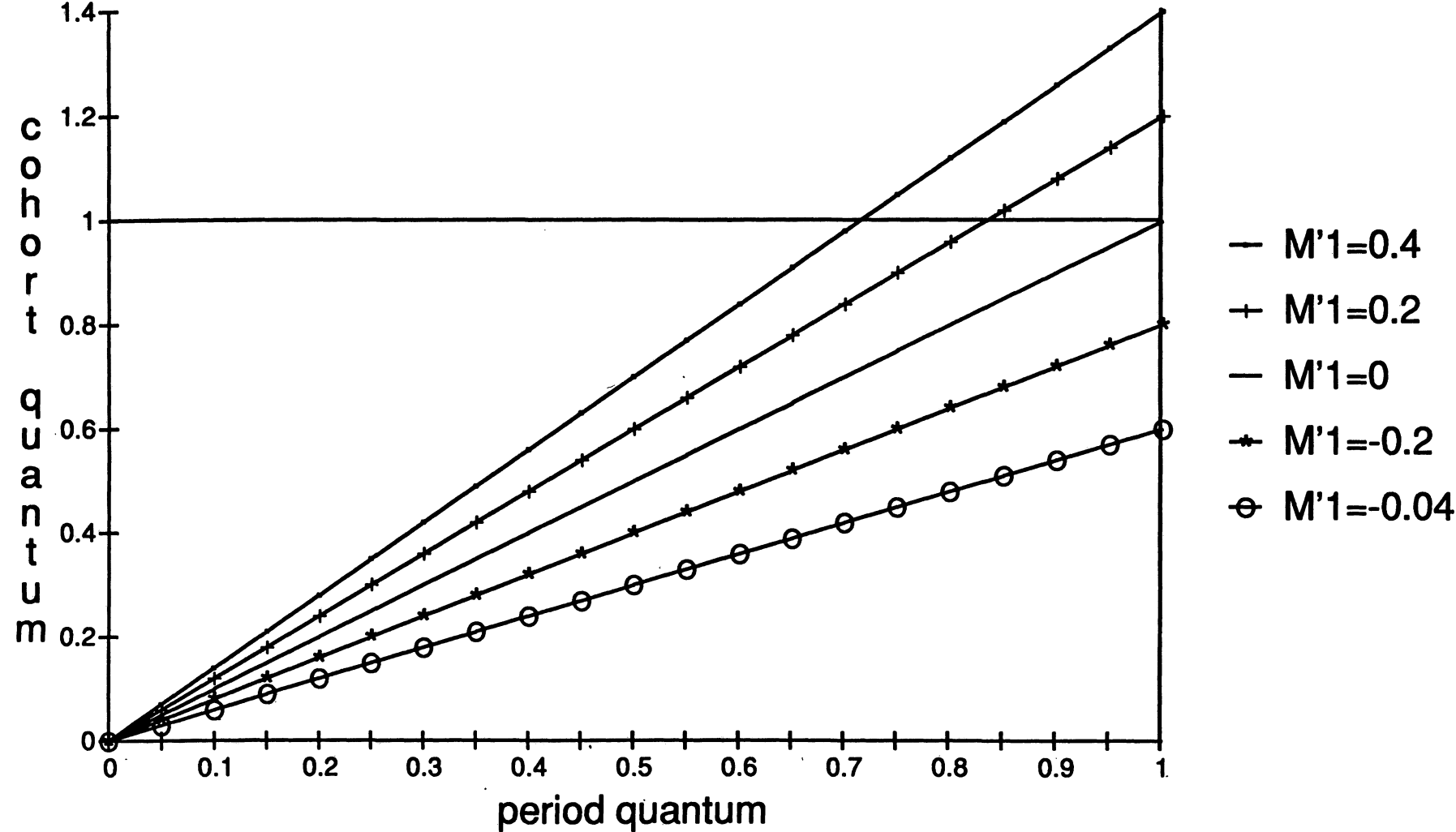


Figure 3. Cohort quantum as a function of period quantum and a linear change in period tempo with slope $M'1$

REPEATABLE EVENTS



Norwegian women's labour force participation one year after first birth¹

by

Marit Rønsen

¹ I have benefited greatly from helpful suggestions and comments from Steinar Strøm of the University of Oslo and Jan M. Hoem of Stockholm University. Thanks are also due to my colleague Øystein Kravdal for valuable comments.

1. Introduction.

One of the most outstanding developments of the last two decades has been the large increase in female labour force participation. In Norway in the 1970s, the growth was especially strong among women with pre-school children aged 3-6 and young school children aged 7-10. According to a survey covering the 1970s (Women's Work, 1980), the participation rate among these two groups of mothers about doubled from 1970 to 1980, from 35 to 72 per cent and 40 to 78 per cent, respectively. Most of these mothers had part-time jobs (Ellingsæter & Iversen, 1984). During the 1980s, the mothers of even younger children, aged 0-2, were rapidly catching up on the trend set by the mothers of the somewhat older children. According to the Norwegian Labour-Force Sample Surveys less than half of the mothers of children under the age of 3 belonged to the labour force in 1980 (48 per cent), but by the end of the decade more than two thirds (68 percent) had joined. In addition, these mothers seemed to enter the labour market in full-time jobs to a larger extent than before (Ellingsæter, 1989).

With data from the Norwegian Family and Occupation Survey of 1988 we are able to study the labour market adaptation of mothers of small children in more detail. A question of interest is whether the trend of increased employment activity also is evident at the time when mother's (re)enter the labour market after birth. In Norway, working mothers have been entitled to a maternity leave of 12 to 18 weeks with full income compensation during the period covered by our data (1962-1988). Since 1977 there has also been a statutory period of unpaid maternity leave up to 12 months after birth. We shall, therefore, focus on the labour market adaptation one year after birth. The first birth has been selected as previous research suggests that a woman's employment choices around the birth of the first child may be an important predictor of the extent of later work activity (Mott & Shapiro, 1983; Waite et al., 1985). Another motivating factor has been a similar analysis performed with data from the Swedish Fertility Survey of 1981 (Berhardt, 1985). Although not attempting to repeat the Swedish study with Norwegian data, we should be able to make some comparisons between Norwegian and Swedish mothers at the same stage in their motherhood and working lives.

Besides giving a brief description of the development in the employment activity of mothers one year after the birth of their first child, we shall devote much attention to the determinants of the (re)entry into the labour market. According to economic theory of labour supply, important determinants are the woman's own market wage and her labour-free income such as the disposable income of the spouse. As our data contain excellent income information, we are able to control explicitly for these determinants in our analysis. This is, as far as I know, a novelty compared to previous American and Swedish studies of the employment activity of mothers surrounding the first birth. Having controlled for the influence of

economic factors, we shall also study the effects of important socio-demographic variables that can be expected to influence the employment decision.

2. Conceptual framework.

We shall base our analysis on economic theory of labour supply, which is an extension of consumer theory. Applied to employment choices, the consumer's choice between goods and services is extended to the case of choosing between consumption and labour-free time or 'leisure'. Leisure is here defined very broadly, comprising all time not spent in paid work. Given her set of preferences, a woman chooses a combination of market goods and leisure that maximizes her utility at a given real wage rate, subject to a budget constraint and a time constraint. The budget constraint implies that the individual cannot consume more than her earnings plus other disposable labour-free income (husband's income, social security etc.). The time constraint just reflects the fact that each period (day, week, etc.) has a maximum amount of time available for work and leisure.

Having decided on the best possible combination of consumption and leisure, the woman will offer the remaining time, if any, on the labour market. Labour time can theoretically range from zero (when the woman chooses not to work) to the maximum of the time constraint. However, institutional or other regulations will often imply that the choice of working hours is restricted. The woman may not be able to work the exact number of hours she would have preferred, but is obliged to choose between a limited number of alternatives. In such a case, she will compare the maximum utility attainable with the various alternatives and choose the alternative that makes her best off.

Clearly, there are other factors besides consumer goods and leisure that affects a woman's utility. Her preferences will obviously be influenced by socio-demographic factors such as her number of children, the childrens' ages, and her own age and education. These factors can normally be observed, but there will always be some influential factors that cannot be observed, and these will have to be represented in the utility function by a random term. Taking account of such known and unknown explanatory factors, the maximum utility, U_j , associated with a specific working hours alternative, j , can be expressed as

$$(1) U_j = v_j + e_j$$

where v_j represents all observable factors and e_j is a random error term. The individual woman chooses the alternative with the highest utility, i.e. alternative j is chosen if and only if

$$(2) U_j > U_k \quad \text{for all } k \neq j.$$

Under certain assumptions¹, it can be shown (see e.g. Amemiya, 1981) that the probability, P_j , of choosing a certain alternative j of working hours satisfies

$$(3) P_j = \exp(v_j) / \sum_k \exp(v_k).$$

The choice probability in (3) will be a function of characteristics specific both to the individual as well as to the alternative. The main component that differs across alternatives is labour income. However, due to joint income taxation of spouses and deductions in social security benefits when labour income rises, labour-free income will also differ across alternatives. Calculating the budget constraint across alternatives for the individual woman is therefore no menial task. For the present purposes we shall leave out the tax component and instead estimate a reduced form of (3) which only includes individual-specific characteristics. Choosing a linear specification of v_j , this leaves us with the standard multinomial logit model

$$(4) P_j = \exp(X\beta_j) / \sum_k \exp(X\beta_k)$$

where X is a vector of covariates comprising market wage, labour-free income and socio-demographic variables, and β_k is a vector of coefficients. In this model, the coefficients differ across alternatives, i.e. individual characteristics are allowed to influence each alternative choice differently, which is less restrictive than assuming the same influence regardless of the alternative.

3. Data and variables.

The Norwegian Family and Occupation Survey contains complete biographies on pregnancies, cohabitation and marriage, educational activity and employment of 4019 women born in 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 and 1968. In addition information on registered annual income and taxes during 1967-1988 for the respondents and their husbands (if they were married at the end of 1987) were obtained from the Directorate for Taxation and linked to the survey data. To be included in the present analysis a woman must have at least one child and the first child must be born at least one year prior to the time of the

¹ The assumptions are that the e_{js} have a Type I extreme value distribution and are independent across alternatives.

interview². The number of women who fulfilled these criteria were 2327.

During the collection of the employment histories, employment spells of less than three months and weekly work activity of less than ten hours were not recorded. Weekly working hours above this limit were recorded in four intervals: 10-24, 25-34, 35-45 and more than 45 hours per week. Information on working hours was missing for 53 employed women, rendering 2274 analysable cases. Due to further missing covariate values, the model estimates are based on 2217 observations. Less than one per cent (17 mothers) worked more than 45 hours per week one year after first birth. In the analysis, the two upper time categories have therefore been collapsed into one interval. This leaves us with four alternative employment choices:

- non-employment (<10 hrs/week),
- short part-time (10-24 hrs/week),
- long part-time (25-34 hrs/week) and
- full-time (≥35 hrs/week).

The variable to be analysed is employment activity as measured by the probability of choosing one of the above working alternatives. The choice probabilities are likely to depend on a number of factors, as discussed in section 2. We now turn to a brief description of the various explanatory variables available in our data and a discussion of their expected influence on the choice probabilities.

3.1 Economic factors³.

Hourly wage.

The data contain excellent information on yearly income and taxes from the Directorate of Taxation. However, the broad intervals of working hours make it difficult to calculate hourly wage directly. Besides, we do not observe the wages of individuals who do not work. The wage rate used in the model is therefore an estimated rate. It is based on observations of full-time woman-years and is adjusted for possible selection bias introduced by using data from a restricted group of women⁴.

² The main part of the interviews took place during October-December 1988.

³ Important economic determinants such as the cost and provision of child care and factors that affect the demand for female labour are not available in the data material.

⁴ See appendix for further details about the estimation procedure.

A female wage rise affects a woman's employment choice in two ways. It becomes more costly not to work, making her more inclined to spend more time on paid work and less time on 'leisure' activities. This is the substitution effect of a wage rise. However, higher female wages also raise the family income of working women. The woman can then 'afford' more leisure, and this income effect will tend to reduce the amount of time spent on paid work. Theoretically, therefore, the final result is uncertain, and will depend on the strength of the two opposing effects. Empirically, most studies find a positive and significant effect of marginal wage on the labour supply of women.

Labour-free income.

To a large extent, the nature of labour-free income will depend on marital status. Among married and cohabiting women the main component of labour-free income is normally the disposable income of the partner. Due to separate taxation of cohabiting couples, the register does not contain information on partners in a consensual union. Our data on partners' income and taxes are therefore limited to women who were married by the end of 1987, and who had never broken a marriage or consensual union previously. Among single mothers the main component of labour-free income will normally be social security benefits. Unfortunately, the data do not contain information on such income.

A rise in labour-free income will reduce labour supply as long as 'leisure' is a 'normal' good (i.e. a good that will be consumed in greater amount when afforded). In empirical analyses of labour supply there is weaker evidence of a negative income effect than of a positive effect of marginal wage.

3.2 Socio-demographic factors.

Education.

Education is an important human capital variable. The higher the education, the more valuable will be the labour of a given individual, and the higher will be the reward in terms of wages. The effects of education on employment activity can thus be conceptualized as working mainly indirectly through the market wage rate. Besides, education may also be a motivating factor for labour force participation in itself, and we shall not a priori leave out a direct positive effect of education.

Educational level is the highest level attained one year after first birth, and is measured by the required number of years needed to reach this level. The years have been grouped into three levels: primary school (<10 years), secondary school (10-12 years) and post-secondary school (>12 years).

Work Experience.

Work experience is another crucial component in the human capital of individual women. It is not often observable and is commonly operationalized by age. Based on the employment histories in our data we are able to measure work experience in years or woman-years. We have chosen to let woman-years at first birth represent the human capital component of work experience in our model. Like education, work experience affects labour force participation through its effect on the wage, but it may also have a direct positive influence through stronger employment bonds.

Unemployment experience.

Even if very few mothers report to be unemployed one year after first birth (17 mothers or less than 1%), the proportion with some experience of unemployment in their previous working career is larger (200 mothers or close to 9%). Unemployment experience may turn the woman into a 'discouraged' worker. She develops poor expectations about her own opportunities on the labour market, and may withdraw from the labour force. Alternatively, unemployment experience may be conceived as strengthening a woman's work attachment through the fear of becoming unemployed again. Which of these opposing effects is the more pronounced will be left for further investigation in the multivariate analysis.

Social Background.

A woman's social background is likely to have great effect on early life-course choices like education and family formation. For instance, women who grew up in working class homes may be expected to have different attitudes about appropriate sex roles than daughters of salaried employees. Having a stronger orientation towards family-building and home-making the former group will tend to invest less time in education⁵. Apart from the indirect effect through education, it is less clear whether there is also a direct linkage between social background and employment activity. A priori, we shall not rule out this possibility, and shall include social background among the covariates in the analysis.

The main variable capturing social background in our data is the occupation of the main breadwinner of the parental family, in most cases the father. The social groups are defined in accordance with the Norwegian Standard Classification of Socio-Economic Status, and is aggregated into three main

⁵ In studies of the relationship between social background and family formation, the effect of social status is often believed to work mainly through education as families with sufficient resources can steer their daughters into the educational system and off the road to early marriages (see e.g. Carlson, 1979).

groups: workers, salaried employees and farmers/fishermen.

Marital status.

As mentioned, marital status will influence the nature of labour-free income available to the woman, and will thus affect employment activity indirectly. When labour-free income cannot be observed, marital status will be a valuable proxy variable. However, there may also be a direct linkage from marital status to employment activity through differential family values and work attachment. For instance, cohabiting women may feel less 'secure' about the future than those who are married, and may thus keep closer ties to the labour market. Also, strongly work motivated women would feel less need to get married, intending to support themselves in any case. We shall therefore retain marital status among the covariates even when we are able to control for labour-free income.

There are four different categories of marital status. Besides single mothers and cohabitants, married women have been grouped according to whether they married directly or only after an initial period of cohabitation. This division is introduced to capture possible differences in attitudes which would otherwise remain obscure.

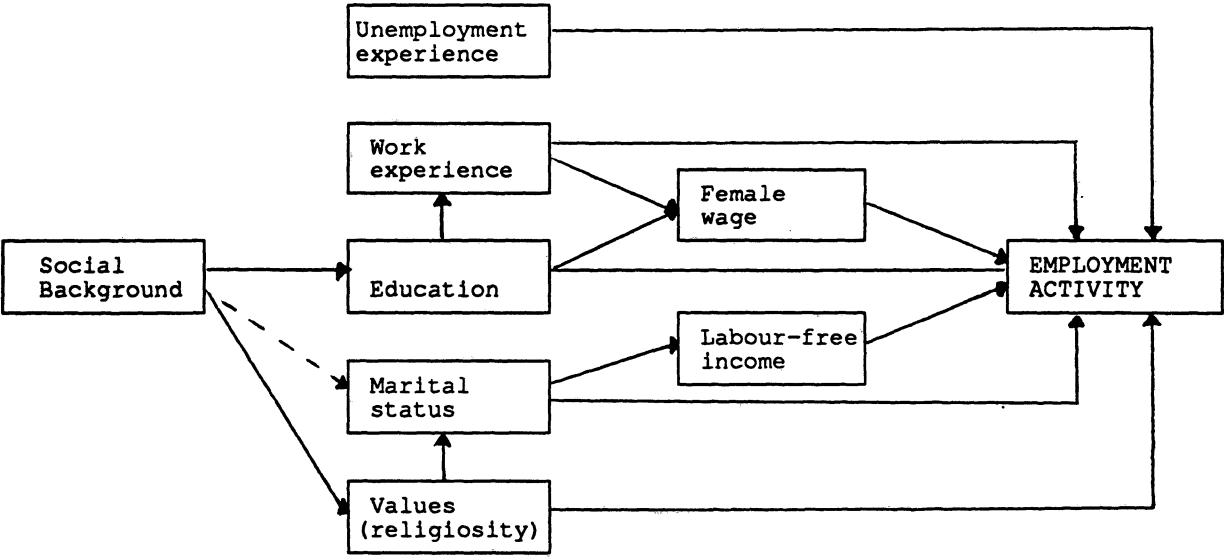
Religiosity.

In several studies of demographic events this variable have proved a good indicator of differences in values. Both in Sweden and Norway religious activity has been found to exert a strong influence on the likelihood of having a third child (B. Hoem, 1990, Ø. Kravdal, 1992). Swedish analyses have also shown that religiously active women have kept the traditionalistic pattern of direct marriages longer and that their unions are more stable than others (Hoem & Hoem, 1988). It would not be surprising if these differences in familism also would show up in different employment patterns.

Religiosity is measured by church attendance one year prior to interview. As religious attitudes are probably fairly stable over the life-course, the time gap should not invalidate its usefulness as a proxy for values and attitudes. Yearly church attendance has been collapsed into three groups, low (<3), medium (3-19) and high (≥ 20 visits).

In Figure 1 we sum up the causal relationships between the various explanatory variables that we have discussed so far and employment activity:

Figure 1. Causal diagram of female labour force participation.



3.3 The time dimension: period and cohort.

Our data comprise six cohorts born from 1945 to 1968 and cover a period of about 25 years. Even if much of the increase in female employment may possibly be ascribed to time changes in the covariates, it is interesting to examine whether there are separate period or cohort effects. Normally, we run into difficulties when we try to separate the effects of period and cohort in one single model along with age, as the three variables measured continuously are exact linearly related (calendar year = year of birth + age). As far as I know, there is no theory that suggests that age in itself is a determinant of employment activity. But being easily observable, age commonly serves as a proxy for the human capital component of work experience. By substituting age with women-years employed as our human capital variable and collapsing the calendar time variable into broader intervals, we have endeavoured to include both period and cohort among the covariates.

The aim of the different time intervals has been to single out periods that differ in economic activity in order to capture the possible influences of macro-economic factors. We have employed the same period partition as in the wage estimates, except that we have collapsed two intervals which proved very similar when we estimated the employment probabilities. Calendar time refers to the year of the employment choice, i.e. one year after first birth, and the intervals are 1963-1973, 1974-1980, 1981-1984

and 1985-1988. A more detailed description of the intervals and the reasons for the partions can be found in the Appendix.

3.4 The development in employment activity one year after first birth.

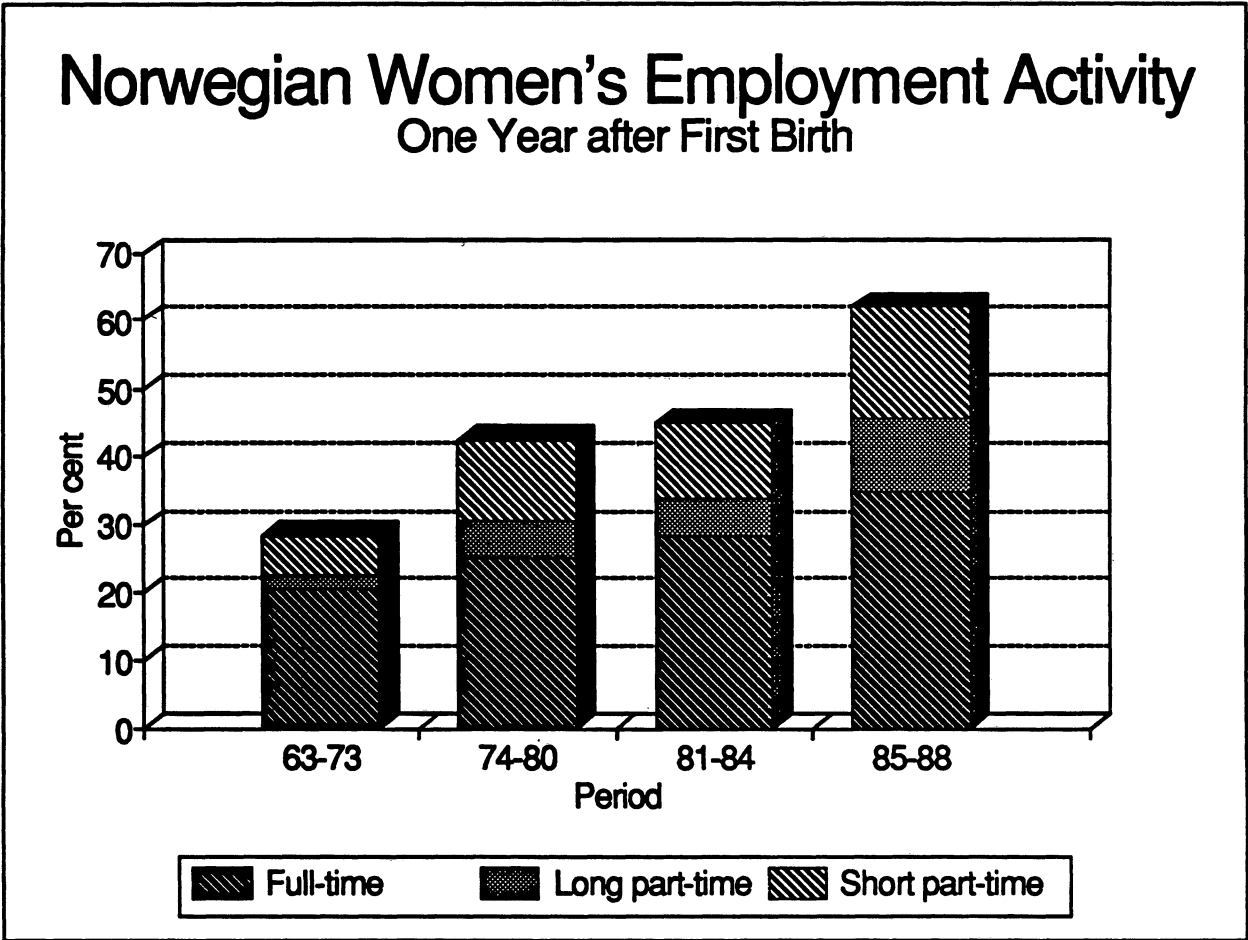


Figure 2

Figure 2 shows that the large increase in employment that has been observed among mothers with small children from other sources is evident among mothers of one-year olds too. According to our data less than 30 percent of the mothers had paid work one year after first birth in the 1960s and early 1970s, but by the end of the 1980s the portion had more than doubled (62 percent). The employment increase in the 1970s were mainly due to a rapid increase in part-time work, which counted for about two thirds of the growth from 1963-73 to 1974-80. During the first spell of rising unemployment, 1981-84, the employment growth slowed down. Full-time work continued growing, but at a reduced speed, while part-

time work either stagnated (long part-time) or declined (short part-time), compared to the previous period. When the economy regained speed in 1985-88, there was also rising growth in employment among mothers one year after first birth. Again, much of the growth was due to growing part-time work, which had a share of about 60 per cent of the total growth from 1981-84 to 1985-88.

As only a tiny fraction of the mothers claim to be unemployed one year after first birth, reduced growth in employment also implies reduced growth in labour-force participation⁶. This may suggest that worsening macro-economic conditions have a dampening effect on the motivation of young mothers to re(enter) the labour force after birth. This will be a matter for further investigation in the multivariate analysis.

4. Results.

In the estimation of the model, we had to leave out labour-free income, as information on this variable is only known for the sub-group of women who were married at the end of 1987 and who had not broken a marriage or consensual union previously. However, to get an indication of the effect of labour-free income, we have also estimated the model based on this sub-group of women only. Being a select group, the results from this procedure may be biased. We shall return to this issue when we comment on the results for the sub-group of mothers in stable unions later. First, we turn to the estimates based on the observations of all women, as reported in Table 1.

⁶ The labour-force is commonly defined as the sum of the number of employed and unemployed persons.

Table 1. Multinomial Logit Estimates of the Employment Choice.
All

Covariates	Full-time (F)	Long part-time (LP)	Short part-time (SP)
Intercept	- 4.97***	- 8.18***	- 5.31***
<u>Education:</u>			
<10 years ^r	0	0	0
10-12 years	0.68***	0.71	0.38
>12 years	1.61***	1.27*	0.72
<u>Experience</u>	0.31***	0.04	0.14*
Experience squared	- 0.13***	0.02	- 0.07
Hourly wage ¹	0.02**	0.05***	0.03**
<u>Marital status:</u>			
single	0.40*	- 0.69	- 0.27
cohabiting	0.63**	0.02	- 0.51
married after cohab.	0.31*	0.10	- 0.03
directly-married ^r	0	0	0
<u>Social background:</u>			
worker	- 0.07	- 0.25	- 0.10
salaried employee ^r	0	0	0
farmer/fisherman	- 0.35*	- 0.04	- 0.002
<u>Religious activity:</u>			
<3 church att./year ^r	0	0	0
3-19 " "	- 0.22	0.10	0.37
>20 " "	- 0.80**	- 0.44	- 0.03
<u>Unemployment experience:</u>			
Yes	- 0.51*	- 0.38	- 0.16
No ^r	0	0	0
<u>Cohort:</u>			
1945 ^r	0	0	0
1950	0.07	0.11	- 0.11
1955	0.49	0.54	0.22
1960	0.82*	0.73	0.54
1965+1968	0.73	0.75	0.72
<u>Period:</u>			
1963-1973	1.11**	1.13	0.46
1974-1980	0.51	0.64	0.49
1981-1984 ^r	0	0	0
1985-1988	0.19	0.43	0.46
LR: 4229.57			
DF: 6501			
N : 2217			

r-reference group. 1) Estimated NOK, 1990-prices.

All women.

Our results confirm that the hourly wage is an important determinant of female employment. It exerts a significant positive effect on all three working-hours alternatives. Even though it is not significantly different in the three alternatives, there are indications of a stronger wage effect on long part-time than on the full-time and short part-time. This may reflect that the true determinant is the wage rate after tax, and our model does not include taxes. Due to the progressivity of the tax system, higher income is taxed more heavily than lower income. But married women also face higher marginal taxes on income in the lower than in the medium categories, due to the joint taxation of spouses⁷. Taking account of taxes, a given gross wage will yield a higher net value in the medium income categories, and it may thus have a larger effect on corresponding working hours such as long part-time.

As discussed in Section 3.2, some of the effects of education and work experience will be captured by the wage variable when we include wage in the model. However, we also see that there is a direct effect of these human-capital variables on employment activity, which indicates that there are independent motivating effects. Both variables show a strong positive gradient, especially on full-time work. The motivating effects of higher education on short part-time work seem less important. Longer working experience seems to exert a stronger positive influence on short part-time than on long part-time work. This could reflect differences in the opportunities of obtaining a short part-time arrangement, as women with closer ties to the labour market and an established position might be more successful in securing the working-hours arrangement they prefer. Similar reasoning has been suggested in studies of Swedish mothers' employment activity after first birth (Bernhardt, 1988; Korpi, 1989), which also found that mothers with longer work experience were more inclined to work part-time⁸.

When we estimate the model without labour-free income, the effect assigned to marital status will also contain effects of such income. The main dividing line is between single mothers, whose main labour-free income is social security benefits, and the remaining mothers, whose main component is the disposable income of the partner. But only the labour-free income of cohabiting mothers is completely

⁷ Married women in low income categories are normally taxed jointly with their husbands as this makes the couple better off than with separate taxation. The effective marginal tax rate is thus the husbands' marginal tax rate. When income exceeds a certain level, the couple will be better off with separate taxation and the wife's marginal tax rate will be lower.

⁸ Part-time in the Swedish studies was defined as 16-34 hours per week, but the great majority worked less than 25 hours (Bernhardt, 1988).

independent of personal labour income, as partners in a consensual union are always taxed separately⁹. Because of this independence, cohabiting mothers may be less restricted in their employment activity by high marginal taxes. In the Swedish studies, cohabiting mothers were found to be more inclined to take up full-time work than those who were married (Bernhardt, 1989). Our results confirm that mothers in consensual unions are more likely to work full-time than the reference group of directly-married women. However, there is also a significant difference between the two groups of married women, as mothers with a period of cohabitation prior to marriage seem more inclined to take up full-time work. Encountering the same set of family income tax regulations these differences may be interpreted as differences in attitudes and values. Single mothers are also more inclined to work full-time than directly-married mothers. This may be due to economic necessity, but if they choose to work, single mothers also have an incentive to escape the income interval with the highest marginal tax rate, and this will often imply working full-time.

There is not much evidence of a direct effect of social background on employment activity in our study, except that daughters of farmers and fishermen seem less inclined to work full-time than daughters of salaried employees. As is often the case, social background seems to work mainly indirectly through education and differential values. When we estimate a model that does not include social background among the covariates (not shown), there is a somewhat steeper positive gradient of education on all working alternatives and a somewhat steeper negative gradient of religious activity on full-time work. There are also larger differences in the effects of marital status, probably because this variable then picks up more of the value differences.

Our main indicator of differences in values, religious activity, shows a clear negative gradient, but only on full-time work. Even if the group of women who attend church fairly regularly (20 times or more per year) is a rather small sub-group (146 women), the evidence of less full-time activity is clearly significant. Sticking to more traditionalistic family values they seem to prefer working arrangements that can be combined more easily with a stronger home attachment.

Women with previous unemployment experience also constitute a fairly small group, but there is still some evidence of a negative effect on employment of having been unemployed sometimes previously. The 'discouraged worker' effect thus seems to be more pronounced than a possible positive effect of

⁹ Single mothers get deductions in their social security allowances when labour income exceeds a certain (low) level. The deduction is added to the ordinary marginal tax, and implies a very high effective marginal tax rate on moderate income. When earnings exceed an upper limit, the benefits are lost completely. The marginal tax then consists of the ordinary tax rate only, and will be lower than in the medium income categories.

fearing renewed unemployment. The effect seems to be more pronounced for full-time and long part-time than for short part-time, but is significant only for the full-time alternative.

Having examined the effects of unemployment on the individual level, we are also interested in seeing whether there is any evidence of negative effects from unemployment on the macro level. The first period of high unemployment in 1981-84 presents an opportunity to use this period as basis for comparisons between the different economic periods. We notice that all the period coefficients have a positive sign in all working hours alternatives, suggesting that mothers are generally more engaged in work activity during economic prosperous periods. For the full-time alternative there is also significant evidence of less activity in 1981-84 than in the two previous periods.

These macro effects might be interpreted as demand-side effects, i.e. mothers with small children have greater difficulties finding suitable work arrangements when the economy is at an ebb. As we have noted, however, very few of the mothers in our study report of unemployment at the time. The adverse macro conditions may thus discourage the mothers from even looking for jobs, and therefore contribute to a shrinking of the female labour force.

As mentioned, we have endeavoured to include both a period and a cohort variable among the covariates, recognizing that the two effects might be difficult to separate due to problems of multicollinearity. The outcome seems quite promising. As we have seen, there are some interesting period effects, which are easily interpretable, and the estimated cohort effects also show a gradient in the expected direction. When we control for all the other factors, younger cohorts show increasingly higher employment activity one year after first birth than the reference group of women born in 1945. Among mothers born in 1960 there is also significant evidence of a higher full-time employment activity.

Women married at the end of 1987.

To get an idea of the effects of labour-free income we have estimated the model on the data for the sub-group of women whose partners' income is known. This implies that we exclude mothers who were single at the time of the employment choice or married or cohabiting women who were divorced or broke their consensual union before 31.12.1987. To assess if this procedure introduces bias, we have re-estimated the model in Table 1 based on the sub-group of women with lasting unions only. The results are reported as Model A in Table 2.

**Table 2. Multinomial Logit Estimates of the Employment Choice.
Women married by 31.12.87 and in stable unions.**

Covariates	Model A			Model B		
	F	LP	SP	F	LP	SP
Intercept	- 6.13***	- 8.51***	- 6.29***	- 6.28***	- 8.54***	- 6.73***
<u>Education:</u>						
<10 ^r	0	0	0	0	0	0
10-12	0.64**	0.63	0.23	0.58*	0.50	0.22
>12	1.30**	0.92	0.44	1.10*	0.73	0.33
Exp.	0.30***	0.03	0.19*	0.31***	0.03	0.19*
Exp. ²	- 0.14**	- 0.005	- 0.12	- 0.14**	- 0.009	- 0.12
Hrl. wage ¹	0.04***	0.06***	0.04***	0.05***	0.07***	0.05***
Disp.income ²				- 0.004*	- 0.001	- 0.001
<u>Marital st.:</u>						
cohab.	0.16	- 1.19	- 0.28	0.04	- 1.02	- 0.17
married a.c.	0.19	- 0.07	- 0.14	0.18	- 0.09	- 0.14
dir.-married ^r	0	0	0	0	0	0
<u>Social backgr.:</u>						
worker	- 0.004	- 0.21	- 0.15	0.05	- 0.20	- 0.09
sal.empl. ^r	0	0	0	0	0	0
farmer	- 0.22	- 0.10	- 0.03	- 0.21	- 0.02	0.04
<u>Rel. act.:</u>						
<3 ^r	0	0	0	0	0	0
3-19	- 0.24	0.16	0.41	- 0.27	0.14	0.45
>20	- 1.03***	- 0.52	- 0.09	- 1.08***	- 0.50	- 0.04
<u>Unempl. exp.:</u>						
Yes	- 0.42	0.02	0.06	- 0.38	0.05	0.08
No ^r	0	0	0	0	0	0
<u>Cohort:</u>						
1945 ^r	0	0	0	0	0	0
1950	0.10	- 0.02	0.07	0.08	- 0.19	0.13
1955	0.43	0.18	0.24	0.45	0.04	0.34
1960	0.85	0.29	0.76	0.83	0.14	0.87
1965+1968	1.33*	0.88	1.18	1.38*	0.70	1.22
<u>Period:</u>						
1963-1973	1.28**	0.98	0.56	1.39**	0.93	0.73
1974-1980	0.58*	0.65	0.61*	0.61*	0.60	0.69*
1981-1984 ^r	0	0	0	0	0	0
1985-1988	- 0.12	0.24	0.12	- 0.16	0.24	0.15
LR		2992.66			2866.03	
DF		4521			4263	
N		1542			1442	

r=reference group. 1) See footnote to table 1. 2) NOK/1000, 1990-prices.

When we compare the estimates of model A in Table 2 to the estimates in Table 1, it does not seem that the exclusion of single mothers and mothers with non-lasting unions affects the results in any important manner. The direction of the gradients are the same and most factors found significant when we estimated the model based on all observations are still significant when we use the reduced sub-group, with only a few exceptions. There is now less evidence of a 'discouraged worker' effect of unemployment and of social differences between daughters of salaried employees and farmers. Not surprisingly, the biggest changes are found in the effects of marital status, where especially the difference in full-time employment between directly-married and cohabiting women have been reduced considerably. As the latter group is very small, these changes could still be caused by random factors.

In model B in Table 2, we have also included labour-free income among the covariates. This further weakens the difference between directly-married and cohabiting mothers, while the difference between directly-married and non-directly-married women remain the same. Even if they are not significant, these changes may still indicate that part of the differences between cohabiting and directly-married women may be due to differences in the taxation of married and cohabiting couples. Since the two groups of married women are taxed similarly, one would not expect the introduction of labour-free income to affect existing differences between these groups.

Our results supply some further evidence for the existence of a negative effect of labour-free income on the labour supply of women, as higher disposable income of the partner significantly reduces the full-time activity of the mothers. The estimated coefficients for the part-time alternatives are also negative, but they are not significant.

5. Summary and conclusion.

This study has analysed the choice between four employment alternatives one year after first birth: full-time, long part-time, short part-time and none-employment. Based on economic theory of labour supply, we have developed a multinomial logit model which expresses the choice probabilities as functions of individual economic and socio-demographic determinants.

With high quality income data from the Directorate for Taxation and survey information on weekly working hours, we have estimated hourly wages for all women. Due to broad working-hours intervals the estimates are based on observations for full-time women-years only. As this procedure may introduce selection bias, the estimates have been adjusted for such bias.

Our analysis confirms that the woman's wage is an important determinant of the employment activity of mothers. It exerts a significantly positive effect on both full-time and part-time work. The

estimates of labour-free income are also as predicted by economic theory, but are only significant for the full-time alternative.

Besides their effect on employment activity through higher wages, higher education and longer working experience also have direct motivating effects, especially on full-time work.

In models which do not include labour-free income among the covariates, marital status may also pick up differences in labour-free income in addition to reflecting differences in family values and work attachment. We find that both single and cohabiting mothers are more inclined to work full-time than mothers who keep to the tradition of direct marriages. As there are differences in labour-free income between these groups (single mothers get social security benefits, and cohabiting mothers are always taxed separately), some of these differences may be due to income effects. However, we also find that married women who lived with their partner in a consensual union prior to marriage are more likely to work full-time than their directly-married counterparts. As these groups have similar labour-free income and are subject to the same family taxation, the differences in employment activity may be ascribed to differential values and attitudes.

Our analysis supplies some evidence of adverse effects of unemployment. On the individual level, we find that mothers who have experienced unemployment in their previous working career are less inclined to work full-time one year after birth. Unemployment on the macro level also seems to have reduced the labour supply of these mothers. By comparing the employment activity during a period of high unemployment in Norway, namely 1981-84, to the other economic periods in our study, we find significantly less full-time activity in 1981-84 than in the periods of the 1960s and 1970s. The full-time coefficients of the late 1980s and all part-time coefficients are also estimated to be positive, but insignificantly so.

This is the first report of the employment activity of Norwegian women following the birth of their first child. So far, the analysis has focused on their labour-market adaptation one year after birth and the main determinants of this adaptation. Later, we intend to study the complete work histories more closely by means of intensity regression. Also, we shall pay closer attention to possible interaction effects between the explanatory variables, especially between the period variable and other covariates in the model¹⁰

¹⁰ In the Swedish analyses, important interactions were also found between education and other covariates such as work experience and marital status (Berhardt, 1985 and 1988).

References:

- Amemiya, T: 'Qualitative Response Models: A Survey', Journal of Economic Literature, Vol. XIX, Nor. 4, 1981, s1483-1536.
- Bernhardt, E: 'Women's Home Attachment at First Birth. The Case of Sweden.', European Journal of Population 2 (1986) 5-29.
- Bernhardt, E: 'The Choice of Part-time Work among Swedish One-child Mothers', European Journal of Population 4 (1988) 117-144.
- Carlson, E: 'Family Background, School and Early Marriage', Journal of Marriage and the Family 41:341-353.
- Ellingsæter, A.L.: 'Normalisering av Deltidsarbeidet', SØS 71. Central Bureau of Statistics, Oslo, 1989.
- Ellingsæter, A.L. & G.Iversen: 'Endringer i Kvinners Arbeidsmarkedstilpasninger', SØS 55, Central Bureau of Statistics, Oslo, 1984.
- Hoem, B: 'Alla Goda Ting är Tre? Tredjebarnsfödslar bland Svenska Kvinnor födda 1936-50', Stockholm Research Report in Demography No. 59, 1990.
- Hoem, B. & J. Hoem: 'Union Dissolution in Contemporary Sweden', Demographic Applications of Event History Analysis, 1988.
- Korpi, T: 'Entry into Employment after First Birth: A Reexamination of the Transitions to Full-time and Part-time Employment among Swedish Mothers', Stockholm Research Reports in Demography No. 53, 1989
- Korpi, T: 'Women's Entry into Employment after First Birth: The effects of Cohort/Period and the Labor Force Experience', Stockholm Research Reports in Demography No. 57, 1989
- Kravdal, Ø: 'The Weak Impact of Female Labour Force Participation on Norwegian Third-birth Rates', The European Journal of Population No. 8 (1992).
- McLaughlin, S.D: 'Differential Patterns of Female Labor-force Participation Surrounding the First Birth', Journal of Marriage and the Family, May 1982.
- Mott, F.L. & D. Shapiro: 'Complementarity of Work and Fertility among Young American Mothers', Population Studies, 37 (1983), 239-252
- Waite, L.J., G.W.Haggstrom and D.E.Kanouse: 'Changes in the Employment Activities of New Parents', American Sociological Review, 50:263-272, 1985.

APPENDIX

Estimates of Hourly Wage based on Observations of Full-time Woman-years in the Norwegian Family and Occupation Survey, 1988 (F&Y88).

1. The selection problem.

F&Y88 contains excellent annual income data (from the Directorate of Taxation), but has only information on weekly working hours in broad intervals (<10, 10-24, 25-34, 35-45 and >45 hours). The interval 35-45 hours was constructed to encompass normal working hours during the period of observation (1962-1988). By using National Accounts information on normal working hours each year we should get reasonable estimates of hourly wages for full-time years. However, if we want to predict hourly wage for a random individual, the estimates based on full-time woman-years will be biased for two reasons: 1) We do not observe wages for individuals who do not work during the year (self selection). 2) The income observations for part-time years cannot be used because of the broad hours intervals (sample selection).

2. The model.

We assume a simple linear wage relation as follows

$$(1) \quad W_t = X_t \beta + \varepsilon_t, \quad i \in M_t; t=1967, \dots, 1987, \\ M_t=1174, \dots, 4019,$$

where W_t is hourly wage of individual i in year t (there are no income data before 1967). M_t is the sample size in year t , which varies from 1174 before 1969 (when only women born in 1945 and 1950 were old enough to be included) to 4019 from 1982 onwards (when the 14-year-olds of the 1968 cohort are included). X is an exogenous vector of human capital variables (age, education and experience) plus a trend factor, and ε is a stochastic error term with the following properties (to simplify notation, the indices i and t are suppressed)

$$(2) \quad E(\varepsilon|X) = 0, \quad \text{Var}(\varepsilon|X) = \sigma^2.$$

If we estimate (1) based on hourly wage observations only from individuals with recorded full-time woman-year equivalents, we estimate the conditional wage relation

$$(3) \quad W = E(W|h=h_3) + \omega,$$

where h =working hours per year, h_3 =a full-time woman-year, and $E(\omega)=0$. We therefore need to find an expression for $E(W|h=h_3)$ and the probability of observing a full-time woman-year, $P(h=h_3)=P_3$.

P_3 will depend on the individual's preferences for work and working hours. For the sake of this argument, suppose there are three possible alternatives: a full-time woman-year ($h=h_3$), a part-time woman-year ($h=h_2$) and not working ($h=h_1$). The choice will determine the individual's labour income, which together with other income (husband's income, social security etc.) will set an upper limit to the individual's consumption possibilities. The budget restriction can be written as

$$(4) \quad C_j = Y + Wh_j, \quad j=1,2,3,$$

where C_j is the maximum consumption possible when the woman works h_j hours and Y is labour-free income (for the moment, taxes are ignored). The utility associated with each alternative can be expressed as

$$(5) \quad U_j = V(C_j, L_j, Z) + e_j \equiv v_j + e_j,$$

where L_j is 'leisure' (i.e. time disposable for other activities when the woman works h_j hours), Z is a vector of socio-demographic variables, v_j is the non-stochastic part of the utility function and e_j is a random variable ('taste shifter'). The individual chooses the alternative with the highest utility, i.e. alternative j is chosen iff

$$(6) \quad U_j > \max_k U_k, \quad k \neq j; \quad k, j = 1, 2, 3.$$

If the e_k s are independent and the distribution function of e_k is given by $\exp(-\exp(-e_k))$ (the Type I extreme value distribution) it can be shown (see e.g. Amemiya, 1981) that the probability of making choice j is

$$(7) \quad P_j = \exp(v_j) / \sum_k \exp(v_k).$$

From (1), (4), (5) and (7) we observe that P_j depends on the random error term ε through the hourly wage, W . For a given W , P_j is non-stochastic.

From (1) and the rules for conditional expectations it follows that

$$(8) \quad \begin{aligned} E(W|h=h_j) &= X\beta + E(\varepsilon|h=h_j) \\ &= X\beta + E[\varepsilon P(h=h_j|W)] / E[P(h=h_j|W)] \\ &= X\beta + E[\varepsilon P_j(\varepsilon)] / EP_j(\varepsilon). \end{aligned}$$

To find $EP_j(\varepsilon)$, we expand $P_j(\varepsilon)$ in a Taylor series around $\varepsilon=0$, and leave out higher order terms, i.e.

$$(9) \quad P_j(\varepsilon) = P_j(0) + \varepsilon [\partial P_j(\varepsilon) / \partial \varepsilon]_{\varepsilon=0}$$

Taking logarithms and differentiating (7), we get

$$(10) \quad \partial P_j(\varepsilon) / \partial \varepsilon = P_j(\varepsilon) \{ \partial v_j / \partial \varepsilon - [\sum_k \partial \exp(v_k) / \partial \varepsilon] / \sum_k \exp(v_k) \}.$$

To arrive at a more explicit expression, we must choose a functional form for the utility function. For the sake of simplicity we shall choose a linear specification as follows:

$$(5') \quad U_j = \alpha_0 + \alpha_1 C_j + Z\gamma + e_j \equiv v_j + e_j,$$

where γ is a vector of parameters and α_0 and α are parameters. Substituting v_j as expressed in (5') into (10) and differentiating, we obtain

$$(11) \quad \partial P_j(\varepsilon) / \partial \varepsilon = \alpha_1 P_j(\varepsilon) [h_j - \sum_k P_k h_k].$$

Let $v_j = v_{j0}$ and $P_j = P_{j0}$ when $\varepsilon=0$. It then follows that

$$(12) \quad \partial P_j(\varepsilon) / \partial \varepsilon|_{\varepsilon=0} = \alpha_1 P_{j0} (h_j - \sum_k P_{k0} h_k) \equiv \alpha_1 P_{j0} S.$$

Substituting (12) into (9) and taking expectations yields

$$(13) \quad EP_j = P_{j0} + \alpha_1 P_{j0} S E\varepsilon = P_{j0},$$

$$(14) \quad E(\varepsilon P_3) = \alpha_1 P_{30} \sigma^2 S, \text{ and}$$

$$(15) \quad E(\varepsilon P_3)/EP_3 = \alpha_1 \sigma^2 S.$$

From (3), (8) and (15), it follows that

$$(16) \quad W = X\beta + \alpha_1 \sigma^2 S + \omega.$$

As we have seen, assuming a linear utility function and a linear wage relation thus results in the following selection term:

$$(17) \quad S = h_3 - \sum P_{k0} h_k.$$

Other (and more complicated) functional forms would yield other (and more complicated) selection terms. If we e.g. make the common assumption

$$(1') \quad \log W = X\beta + \varepsilon$$

our selection term would become

$$(17') \quad S = W_0 (h_3 - \sum P_{k0} h_k)$$

where $W_0 = \exp(X\beta)$, i.e. the 'true' hourly wage (without any error term). However, we do not know W_0 . Instead of introducing extra uncertainty by using a selection term that involves W_0 , we have chosen a linear formulation of the wage relation that leaves us with a simpler selection term involving only estimates of P_{k0} .

3. Estimation results.

Table 1 shows the estimates of a reduced form multinomial logit model of the probabilities P_k of choosing each of the three working hours alternatives. The wage estimates are shown in Table 2. We report estimates from models with and without the selection term S (model A and B, respectively). A list of labels explaining the variable names can be found at the end of this appendix.

The estimation has been performed separately for different economic periods, as there is no reason to believe a priori that the parameters would remain stable during such a long period (21 years). The main characteristics of the different periods chosen are:

1967-1973:	Stable period of steady economic growth.
1974-1977:	First oil price shock followed by governmental countercyclical policies to offset the adverse effects in international markets of the rise in oil prices. Continued economic growth.
1978-1980:	Contractionary policies to remedy an overheated economy and a rapidly growing deficit in the balance of payments. Price and income stop. Second oil price shock (doubling of oil prices).
1981-1984:	Rising unemployment, peaking in January 1984 with nearly 80 000 unemployed persons (Norwegian Labour Force Sample Surveys), or more than a doubling during the period.
1985-1987:	Liberalization of the credit markets. Huge rise in private consumption spending. Renewed economic growth and fall in unemployment.

Table 2 shows that the selection term S has a significant effect on the wage estimates, and indicates that it is important to correct for selection bias when estimating wage based on observations of full-time woman-years only. Noting that S can be interpreted as the difference between full-time woman-years and expected working hours per year, the negative coefficient means that the higher S is (i.e. the lower expected working hours are relative to a full woman-year) the lower is the expected hourly wage, conditional on working a full-time woman-year. This result confirms apriori intuition. We also note that the selection correction has a dampening effect on the estimates of the remaining parameters in the model.

Variable Labels:

<u>Variable:</u>	<u>Label:</u>
AGE2	Age squared
EXP	Experience in fulltime years
EXP2	Experience squared
EDU2	Less than 10 years of education (ref.group)
EDU3	10 years of education
EDU4	11-12 years of education
EDU5	13-14 years of education
EDU6	More than 14 years of education
EDU	Education made continous by taking the interval midpoint as number of years
NC	Number of children
YC0	Youngest child aged 0 years (by end of year)
YC12	Youngest child aged 1-2 years
YC36	Youngest child aged 3-6 years
YC710	Youngest child aged 7-10 years
YC0BIG	Youngest child aged more than 10 or no children (ref.group)
SSTAT0	Single
SSTAT1	Cohabiting
SSTAT12	Married after initially cohabiting the same partner
SSTAT2	Directly married (ref.group)

Variabel	1967-73		1974-77		1978-80		1981-84		1985-87	
	βF	βP	βF	βP	βF	βP	βF	βP	βF	βP
INTERCEPT	-23.07	-23.68	-24.08	-28.22	-19.0	-15.5	-17.31	-15.65	-22.75	-14.43
AGE	1.68	1.74	1.65	1.25	1.21	0.95	0.92	0.57	0.19	-0.03 ⁰⁰
AGE2/10	-0.45	-0.43	-0.38	-0.27	-0.27	-0.19	-0.20	-0.11	-0.07	-0.02
EXP	1.76	0.74	1.12	0.38	1.02	0.40	0.91	0.42	0.89	0.49
EXP2/10	-0.93	-0.37	-0.39	-0.07	-0.31	-0.11	-0.23	-0.11	-0.22	-0.14
EDU3	1.18	0.68	1.27	0.77	1.27	0.88	0.96	0.60	0.98	0.87
EDU4	1.81	0.98	1.42	0.88	1.57	0.97	1.41	0.72	1.66	1.18
EDU5	2.91	1.88	2.29	1.53	2.19	1.10	1.79	1.14	1.93	1.42
EDU6	6.31	4.36	4.34	2.68	4.15	2.58	3.78	2.21	4.13	2.69
NC	0.19 ⁰⁰	-0.03 ⁰⁰	-0.01 ⁰⁰	-0.07 ⁰⁰	0.32	0.13 ⁰	0.35	0.10 ⁰	0.31	0.16
YC0	-3.46	-1.86	-3.29	-1.48	-3.96	-2.03	-4.01	-1.98	-3.59	-1.75
YC12	-2.39	-1.40	-2.40	-1.14	-3.09	-1.73	-3.25	-1.74	-3.06	-1.69
YC36	-0.75	-0.62	-1.31	-0.53	-2.30	-1.30	-2.40	-1.18	-2.39	-1.03
YC710	1.70 ⁰	2.39	1.09	0.69	-0.29 ⁰⁰	-0.02 ⁰⁰	-1.02	-0.32	-0.98	-0.17 ⁰⁰
SSTAT0	1.85	0.79	1.21	0.37	0.72	0.19 ⁰⁰	0.28	-0.27	-0.49	-0.71
SSTAT1	0.55 ⁰	0.14 ⁰⁰	1.26	0.53	0.84	0.16 ⁰⁰	0.76	0.04 ⁰⁰	0.29 ⁰	-0.21 ⁰
SSTAT12	-0.19 ⁰⁰	-0.39 ⁰	0.06 ⁰⁰	-0.00 ⁰⁰	0.18 ⁰⁰	-0.01 ⁰⁰	-0.20 ⁰	-0.24	-0.33	-0.23
YEAR	0.04 ⁰⁰	0.07	0.03 ⁰⁰	0.17	0.03 ⁰⁰	0.04 ⁰⁰	0.04 ⁰	0.10	0.23	0.18
N	11 673		10 408		9 198		15 355		12 057	
LR	11 640.4		11 655.3		11 947.8		19 421.9		17 197.5	
DF(LR)	(10 864)		(11 834)		(11 686)		(19 658)		(18 326)	

⁰⁰ = Not significant at the 5% level.

⁰ = Not significant at the 1% level.

Table 2. OLS Estimates of Hourly Wage based on Full-time Year Observations with (Model A) and without (Model B) correction for Sample Selection Bias. (Std. errors in parenthesis)

Variabel	1967-73		1974-77		1978-80		1981-84		1985-87	
	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B
INTERCEPT	-275.14 (26.37)	-320.57 (25.18)	-315.23 (43.87)	-381.35 (42.48)	-20,75 ⁰ (58.62)	-102.67 ⁰ (58.30)	2.38 ⁰ (37.82)	-54.42 ⁰ (37.84)	-389.02 (56.29)	-484.75 (55.53)
AGE	11.79 (1.84)	14.82 (1.77)	2.39 ⁰ (2.10)	4.81 ⁰⁰ (2.07)	3.97 ⁰⁰ (1.56)	6.43 (1.55)	0.84 ⁰ (1.07)	2.20 ⁰ (1.07)	3.32 (0.89)	3.37 (0.90)
AGE ² /10	-2.01 (0.41)	-2.80 (0.39)	-0.43 ⁰ (0.41)	-1.08 (0.40)	-0.81 (0.28)	-1.43 (0.27)	-0.16 ⁰ (0.18)	-0.53 (0.17)	-0.47 (0.14)	-0.61 (0.14)
EDU	2.84 (0.35)	3.53 (0.32)	5.93 (0.44)	6.81 (0.42)	5.78 (0.40)	7.06 (0.37)	5.77 (0.30)	7.06 (0.26)	5.46 (0.31)	6.79 (0.26)
EXP	-1.36 ⁰⁰ (0.68)	0.83 (0.55)	1.58 ⁰ (0.83)	4.03 (0.70)	1.46 ⁰ (0.75)	4.25 (0.64)	1.05 ⁰ (0.57)	3.92 (0.47)	0.27 ⁰ (0.58)	3.06 (0.46)
EXP ² /10	0.42 ⁰ (0.50)	-0.77 (0.45)	-0.52 ⁰ (0.44)	-1.35 (0.41)	-0.19 ⁰ (0.34)	-0.94 (0.32)	-0.06 ⁰ (0.21)	-0.78 (0.20)	0.12 ⁰ (0.19)	-0.49 (0.17)
YEAR	2.03 (0.19)	2.03 (0.19)	3.81 (0.48)	4.08 (0.48)	-0.13 ⁰ (0.67)	0.18 ⁰ (0.68)	0.04 ⁰ (0.41)	0.15 ⁰ (0.42)	4.27 (0.62)	5.00 (0.62)
S	-0.33 (0.06)		-0.52 (0.10)		-0.83 (0.12)		-0.94 (0.10)		-1.12 (0.14)	
R ² adj.	0.41	0.40	0.31	0.29	0.30	0.28	0.30	0.28	0.32	0.31
N	1 906		1 558		1 615		2 665			

⁰ not significant at the 5% level.
⁰⁰ not significant at the 1% level.

Growth and strukture of immigrant populations

av

Per Sevaldson .

Introduction

Several numerical as well as methodological studies of the effects of immigration on population growth have been published in the course of the 1980's. (See References. Zlotnik (1991) gives an instructive survey.) Some studies have also been concerned with development and characteristics of subpopulations, consisting of immigrants and their descendants. (Espenshade et al. 1982, Espenshade 1984, 1986, Mitra 1983, 1984, 1989.) These methodological studies have mainly been concerned with long term tendencies, which in population matters usually means centuries.

However, Espenshade (1986) sets out the laws governing the development of a population of immigrants and descendants from the point of time, when a fixed annual inflow is started, assuming a constant age and sex distribution in the flow of immigrants and constant demographic rates. He also gives some results of numerical simulations based on observed figures.

Other numerical studies, which have been concerned with the less remote future, have been conditioned by the current situations in actual populations as starting points for projections. Consequently, they have not easily lent themselves to generalisations.

Considering from a systematic point of view the elements in the development of subpopulations of immigrants and descendants over the short as well as the long run brings into focus some general characteristics, which condition the development of such subpopulations. Familiarity with these conditions may be useful for the analysis of trends in the development of such sub-populations, an issue, which is of great concern in many European countries at present.

In the debate on immigration and refugee policy we see frequent references to expectations about explosive growth of subgroups of "foreigners" in national populations. Such expectations are usually based on rather diffuse and unrealistic assumptions. By a numerical study of the precise consequences of specific assumptions it is possible to make the debate more realistic. A general knowledge of the laws governing the development of groups of immigrants and their descendants will make it possible to reason in more general terms about possible developments.

From the point of view of assessing the social, educational and labour market policies which will be required in order to accommodate a group of immigrants and their descendants it is important to know something about the prospective development, not only of the total size of the group, but also about its composition by sex and age.

By combining studies of the development of immigrant population groups with forecasts of population growth with no immigration, the effects of alternative assumptions in regard to immigration on the growth and structure of the total population may be studied.

A study of the laws governing the development of a subpopulation of immigrants and their descendants is the subject of this study. We also utilize these laws to develop a set of "baseline"

projection for growth and structure of a population group of immigrants and descendants under conditions which seem to be realistic for Norway, and specified in such a way that alternative stipulations about important assumptions easily may be introduced.

The model used is identical to the one applied by Espenshade, but we go a little further in the description of the characteristics of the subpopulation at various stages in the growth process, and while he works his model in continuous time, we find it more convenient to work in one-year steps.

This has also been done in a recent contribution by Feichtinger and Steinmann (1992), who demonstrate how the characteristics of the model may be derived by means of matrix algebra. In the present exposition we need even simpler mathematical tools.

The model

In this analysis we will work with a population projection model of the usual component type. We will work in discrete time, with units of one year. We will consider a subpopulation of immigrants and their descendants, starting from zero, and being built up by a constant yearly (net) inflow of immigrants with a permanent composition in regard to age and sex. We will assume constant mortality (fixed life tables), constant birth rates (which may, however, be varied proportionally in certain cases) and constant sex proportion at birth.

The object of study will be a (sub-)population of immigrants and their successive generations of descendants: 1. generation = children of immigrants, 2. generation = grandchildren of immigrants a. s. o. As in several other studies, we will only follow maternal descentance, i. e. a child's status in relation to our analysis is determined by that of the mother. This may be given alternative interpretations: One construction (e.g. Espenshade et al. 1982 and others) is to assume for the purpose of analysis, that the immigrants and their offspring form a subpopulation in complete isolation from the rest of the population. Alternatively, we may simply decide that (only) when the mother belongs to the immigrant subpopulation will a child be considered to belong to that subpopulation.

For the first few generations of an immigrant group which is exotic in relation to the parent population, and where there are few marriages out of the group, this may not be important. However, when "mixed" parenthoods assume important proportions, the way we treat children of these couples may have important consequences for the count of immigrant descendants. By our definition, the child will be an immigrant descendant if the mother is an immigrant or immigrant descendant. But children of men, who themselves are immigrants or immigrant descendants will not be immigrant descendants unless also the mother is immigrant or immigrant descendant. This convention has no other logical justification than, that it ascribes roughly half the offspring in mixed parenthoods to the subpopulation of immigrant descendants and the other half to the non-immigrant population. However, analytically, the definition

is very convenient. The choice may have political consequences, if model results are used in current debates about policy matters.

If we base our model on the construction of two separate, isolated subpopulations, mixed parenthoods are of course excluded from the model. But in the real world, they will be there all the same. A consequence of following generations through the maternal line, which applies under both the above "justifications", is that the generation to which the child belongs is determined by the generation of the mother, irrespective of to what generation the father belongs. Thus, a third generation descendant may well have a father who is an immigrant or first or second generation descendant, or who belongs to the fourth or later generations of descendants. Since we consider a continuous flow of immigrants, there will for each age group in a given generation be persons of the same age among immigrants and among all the earlier generations, and the members of the latest generations will always be fewer than those in the same age group who belong to earlier generations.

Further, only for the first 15 cohorts of a given generation will there not be members of at least one later generation in the same age group (assuming that the fertile period starts at age 15).

Another consequence of following generations is, that we may consider our stipulated immigration figures as net immigration only as long as we assume that there is no emigration of descendants of immigrants. If an emigrating descendant is replaced by a new immigrant, both the number of immigrants and the number of descendant should be affected, even if the two are of the same sex and age. Our model does not provide for this. It could be taken care of, but would require assumptions about this type of migration, and would make our model less transparent.

In general, it would appear reasonable to assume, that the more generations there are between an immigrant and her descendants, the weaker will be the ties connecting the descendant to the culture of the country from which the immigrant originated. There are, however, some reservations: Since there may always be fewer generations back to an immigrant along the paternal line, this will not necessarily be true. As regards ethnic differences from the population of the receiving country, a gradual modification can only take effect if successive generations tend to marry out of their ethnic group in growing proportions.

In the sequel we shall use the term **entrants** for immigrants in the year they arrive, when this may clarify the discussion.

Simulations

We will analyze the implications of general demographic relationships for the development of subpopulations of immigrants and descendants. In order to illustrate the effects we also study the numerical effects after 3, 5, 10, 15, 25 years, and every 25th year up to 150 of a constant stream of immigrants. We normalize the number of immigrants to 1 000 per year. But results for other numbers of immigrants follow by proportional adjustments of our

figures. We assume that the composition by sex and age of the annual flow of new immigrants is the same as the net flow of immigrants from countries in the third World to Norway in the years 1984 - 1988. We use survival figures based on Norwegian figures for 1985-1986.

The fertility schedule is also based on Norwegian figures, 1986. (These sets of rates are given in Appendix table V.) However, the fertility level has been adjusted by proportional changes from a TFR of 1.71, to replacement level, 2.089 (NNR = 1). This was chosen as a "baseline figure" as all our figures can easily be transformed to other fertility levels through proportional adjustments, as long as the changes in age specific rates are assumed to be proportional.

The subpopulation of immigrants

A yearly flow of immigrants will normally have a very young age structure, with particularly low proportions in the age groups above 50. We show here (see also e. g. Espenshade, 1986, or Mitra, 1989) that when a population of immigrants develops as the consequence of a constant yearly flow of new entrants, its age groups, starting with age 0, will successively reach stable levels, one each year, until all age groups remain constant after a period equal to the maximum living age.

As a consequence, the total subpopulation will grow at a decreasing rate, reaching a stationary level at the end of the same period.

During the growth period, the age structure will become successively older; the mean age will end up at a level considerably above that of a stationary population with the same mortality and no immigration.

When a flow of immigration with a constant size and composition in regard to sex and age starts, the number of persons in each sex and age group at the end of the first year will be the entrants in that group which survived to the end of the year.

The second year the number in age group 0 will again be the survivors of the entrants the same year in that age group, and with constant mortality (and constant distribution over the year of the immigration flow) the number will be the same as the first year. The same will apply for this age group in all following years.

In all the other age groups the surviving entrants of the second year will be augmented by the survivors of the entrants in the next lower age group the first year. From the second year to the third and onwards the number in age group 1 will remain unchanged. The other age groups will be augmented in year three from their size in year two by the survivors of those who immigrated two years earlier in age groups two years younger. Thus, each year a new age group reaches a constant level, until the highest age group at age Ω reaches its constant level in year $\Omega+1$, from which time the entire immigrant population will remain constant.

Thus, a constant flow of immigrants will in the course of roughly 100 years establish a population of immigrants, which from then on will remain constant as long as the immigration flow continues without change. It is easily understood that during the period from year 0 to year $\Omega+1$ the immigrant population will be growing at a decreasing growth rate, and that it will be progressively ageing, as the increase from one year to the next is restricted to progressively higher age groups each successive year, as increasingly high age groups reach their constant levels.

At a given time, t , the number in age group x will be:

$$N_x^t = \sum_{i=\max(0, x-t)}^x l_x^N / l_{x-i}^N * n_{x-i}$$

Here is

N_x^t number of a given sex ($N = M, K$) in age group x at the end of year t
 n_x number of a given sex ($n = m, k$) of immigrants in age group x at the end of the year in which they immigrated
 l_x^N proportion surviving from end of birth year to end of x th year for sex N ($N = M, K$) according to assumed mortality.

It follows that:

$$N_x^t = N_x^{t-1} \quad \text{for } x \leq t \quad \text{and}$$

$$N_x^t - N_x^{t-1} = l_x^N / l_{x-t}^N * n_{x-t} \quad \text{for } \Omega \geq x > t$$

The figures

Figures based on Norwegian rates are given for the years 3, 5, 10, 15, 25, 50, 75, 100 and 106 in tables 1.a - c and 2.a - c and tables I.A - I.C in the appendix. The development of the total subpopulation is illustrated in figure 1.

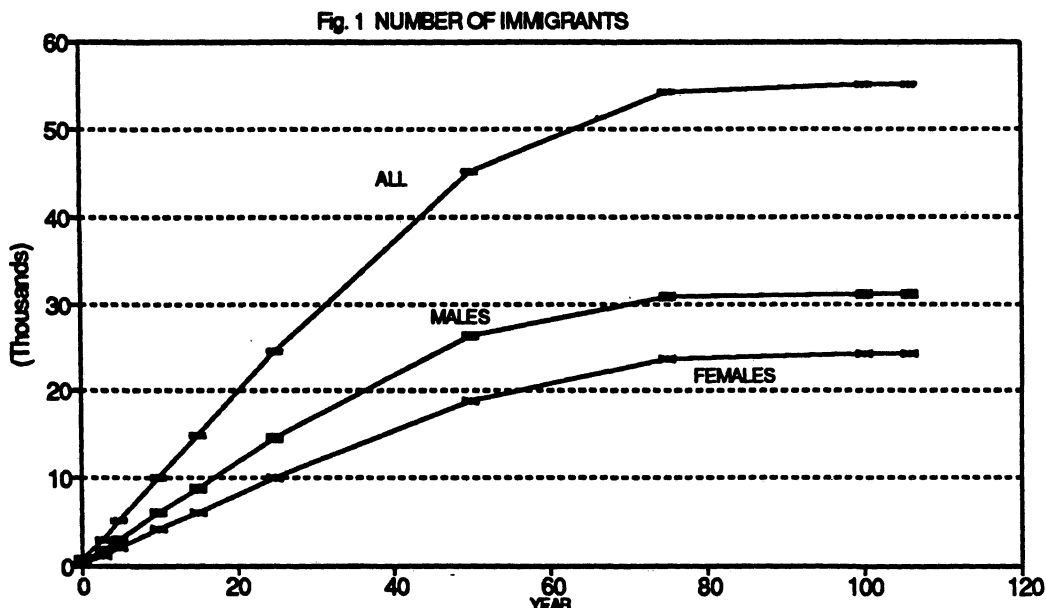


Table 1.a Immigration and projected immigrant population. 6 age groups. Annual immigration 1000. TOTALS.

Age	Immigration per 1000	Immigrant population									Norway
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+	1987
Total	1000	2998	4992	9956	14881	24529	45232	54278	55300	55301	4198289
0 - 14	263	758	1210	2122	2566	2566	2566	2566	2566	2566	803586
15 - 24	312	820	1198	1834	2597	3946	3946	3946	3946	3946	665446
25 - 49	405	1354	2462	5679	9046	15368	21723	21723	21723	21723	1454661
50 - 64	18	58	104	264	550	2291	11229	13524	13524	13524	596355
65 - 79	2	8	17	57	119	329	5358	9905	10146	10146	529108
80 +	0	0	0	0	3	29	410	2614	3395	3396	149133
Average age	22.1	23.0	24.0	26.5	28.9	33.6	43.9	48.7	49.4	49.4	37.7

Table 1.b Immigration and projected immigrant population. 6 age groups. Annual immigration 1000 M+F. MALES.

Age	Immigration per 1000	Immigrant population									Norway
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+	1987
Total	594	1780	2962	5905	8821	14517	26380	30785	31141	31141	2076155
0 - 14	138	397	632	1103	1326	1326	1326	1326	1326	1326	411374
15 - 24	196	506	728	1080	1487	2176	2176	2176	2176	2176	341226
25 - 49	254	856	1564	3605	5725	9601	12988	12988	12988	12988	746777
50 - 64	6	20	36	104	253	1304	6729	7870	7870	7870	294017
65 - 79	0	1	3	12	29	104	3011	5280	5376	5376	232551
80 +	0	0	0	0	0	5	150	1146	1405	1405	50210
Average age	22.3	23.3	24.3	26.7	29.2	33.9	44.0	48.0	48.4	48.4	36.3

Table 1.c Immigration and projected immigrant population. 6 age groups. Annual immigration 1000 M+F. FEMALES

Age	Immigration per 1000	Immigrant population									Norway
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+	1987
Total	407	1219	2030	4051	6060	10012	18851	23493	24159	24160	2122134
0 - 14	125	361	578	1019	1239	1239	1239	1239	1239	1239	392212
15 - 24	116	314	471	754	1110	1770	1770	1770	1770	1770	324220
25 - 49	151	498	899	2073	3321	5766	8735	8735	8735	8735	707884
50 - 64	13	39	68	160	296	986	4500	5654	5654	5654	302338
65 - 79	2	7	15	44	90	225	2346	4625	4771	4771	296557
80 +	0	0	0	0	3	25	260	1469	1990	1990	98923
Average age	21.7	22.6	23.6	26.1	28.5	33.2	43.8	49.5	50.5	50.5	39.0

Table 2.a Immigration and projected immigrant population. 6 age groups. Per cent. TOTALS.

Age	Immigration (entrants)	Immigrant population									Norway 1987
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+	
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0 - 14	26	25	24	21	17	10	6	5	5	5	19
15 - 24	31	27	24	18	17	16	9	7	7	7	16
25 - 49	40	45	49	57	61	63	48	40	39	39	35
50 - 64	2	2	2	3	4	9	25	25	24	24	14
65 - 79	0	0	0	1	1	1	12	18	18	18	13
80 +	0	0	0	0	0	0	1	5	6	6	4

Table 2.b Immigration and projected immigrant population. 6 age groups. Per cent. MALES.

Age	Immigration (entrants)	Immigrant population									Norway 1987
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+	
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0 - 14	23	22	21	19	15	9	5	4	4	4	20
15 - 24	33	28	25	18	17	15	8	7	7	7	16
25 - 49	43	48	53	61	65	66	49	42	42	42	36
50 - 64	1	1	1	2	3	9	26	26	25	25	14
65 - 79	0	0	0	0	0	1	11	17	17	17	11
80 +	0	0	0	0	0	0	1	4	5	5	2

Table 2.c Immigration and projected immigrant population. 6 age groups. Per cent. FEMALES.

Age	Immigration (entrants)	Immigrant population									Norway 1987
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+	
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0 - 14	31	30	28	25	20	12	7	5	5	5	18
15 - 24	29	26	23	19	18	18	9	8	7	7	15
25 - 49	37	41	44	51	55	58	46	37	36	36	33
50 - 64	3	3	3	4	5	10	24	24	23	23	14
65 - 79	0	1	1	1	1	2	12	20	20	20	14
80 +	0	0	0	0	0	0	1	6	8	8	5

The number will grow at a decreasing rate over the whole period up to year 106, when the numbers in all age groups have reached stable levels. At that time the subpopulation will have grown to 55 times the annual immigration figure and it will remain at that level as long as the annual number of new immigrants and the mortality rates remain constant. The subpopulation in year 106 and succeeding years will be the survivors of 106 "immigration cohorts".

The growth rate will follow a decreasing trend: From a near doubling from the first to the second year and a rate of 44 per cent annually between year 1 and year 3, it will sink to an annual rate of less than 1 per cent after year 75. The total number of immigrants will reach half its final level after just over 25 years and 80 per cent after about 75 years.

The annual immigrant flow has a very young age structure, more than a quarter of the new immigrants are below 15 years of age, while only 2 per cent are 50 years or more (table 2). This may be compared to the Norwegian population in 1987, where 19 per cent are below 15 years, and as many as 30 per cent are 50 years or more.

As the population of immigrants accumulates over the years, its age structure will deviate more and more from that of the yearly immigration flow, due to the rapid ageing mechanism.

After between 10 and 15 years the proportion under 15 years is down to the Norwegian level. This proportion continues to decrease, and stabilizes at only 5 per cent, less than a quarter of the corresponding figure for the total Norwegian population. See fig. 2.

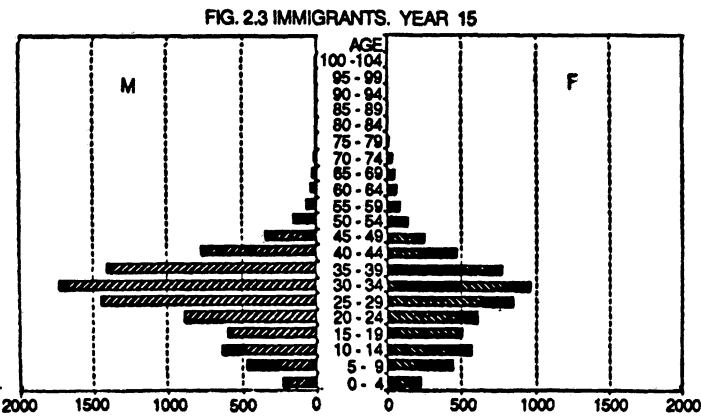
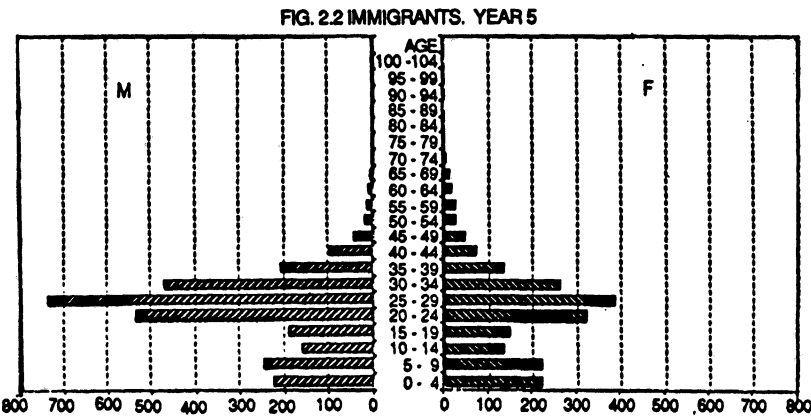
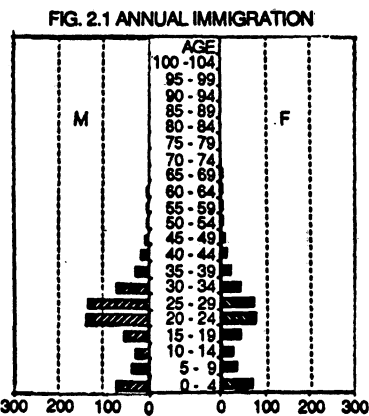


FIG. 2.4 IMMIGRANTS. YEAR 25

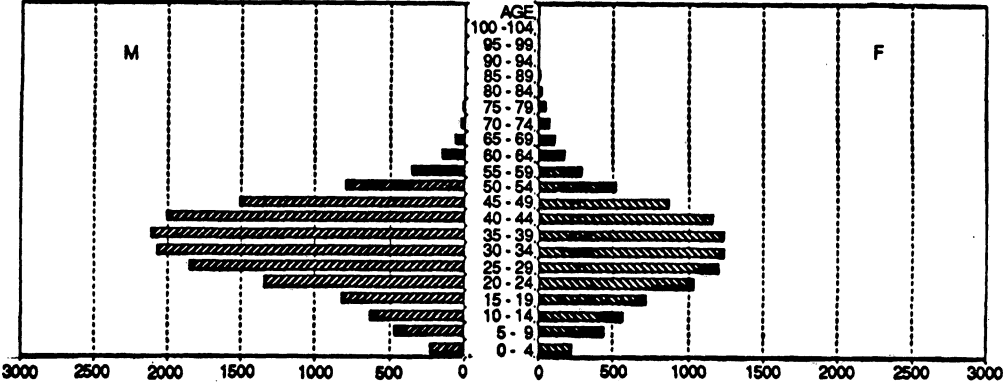


FIG. 2.5 IMMIGRANTS. YEAR 50

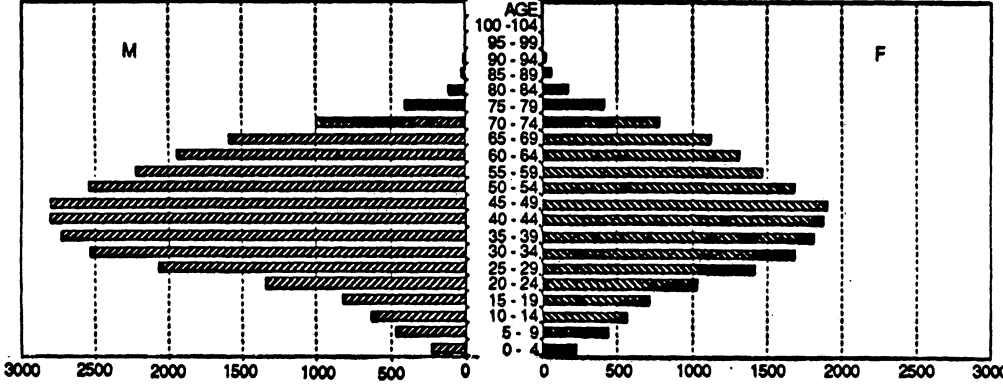


FIG. 2.6 IMMIGRANTS. YEAR 75

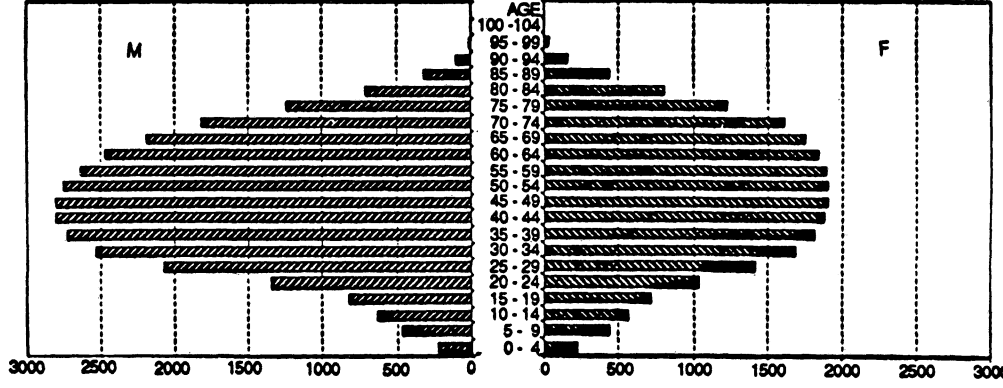
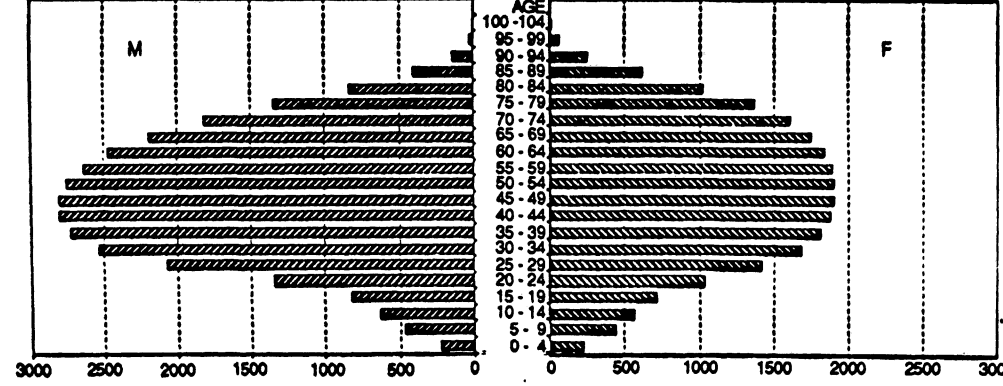


FIG. 2.7 IMMIGRANTS. YEAR 106

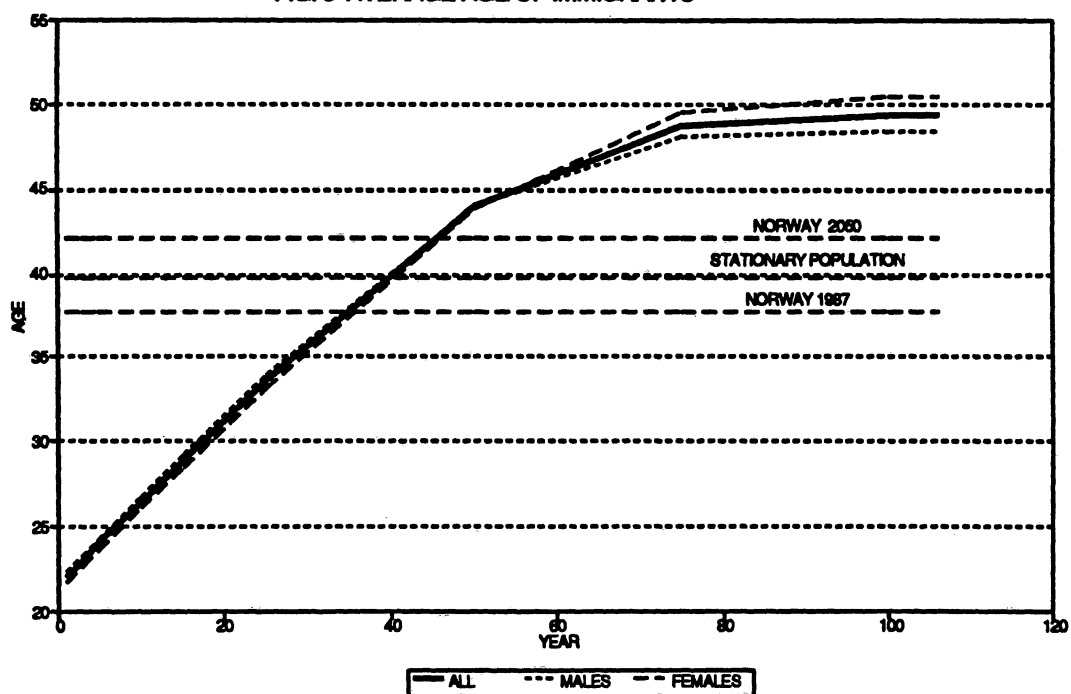


The proportion in the age groups of 50 and over at first increases at a moderate pace and does not reach 10 per cent until around year 25, but it passes the Norwegian figure of 30 per cent well before year 50. It reaches 48 per cent in year 75, and stabilizes at 49 per cent.

If we look at the population in the active age groups, between 15 and 64 years, they add up to 74 per cent in the yearly immigrant flow, compared to a share of 65 per cent in these age groups for the Norwegian population. As the immigrant subpopulation increases, this proportion grows and reaches a high of 88 per cent in year 25, according to our calculations. (The true maximum may be somewhat higher, and be located somewhere between year 15 and year 50). From its maximum value the proportion in age groups 15 - 64 sinks to its permanent value, 71 per cent, which is still 6 per cent above the corresponding figure for the Norwegian population in 1987.

The mean age in the immigrant flow is 22 years (table 1), compared to a mean age of 38 years for the Norwegian population in 1987. As the immigrant subpopulation grows successively older, the mean age follows a curve of sinking growth, until it reaches its constant level. See fig. 3. It passes the mean age of the Norwegian population after about 35 years, and is 49 years in year 75, i. e. very close to its final and permanent value of 49.4 years. This is 31 per cent above the mean age in the present Norwegian population. In a stationary population with the same mortality and no immigration, the mean age is 39.5.

FIG. 3 AVERAGE AGE OF IMMIGRANTS



The annual immigration flow has an overweight of males. See tables 1.b and c. In the figures used here, the proportion is 146 males to 100 females. In the immigrant population this rate will dimin-

ish, due to lower female mortality. The Norwegian rates, which were used, give nearly 7 years longer life expectancy for females than for males. The effects of this difference on the sex proportion in the immigrant population are, however, quite moderate: In the first 25 years the proportion is only reduced to 145, and in the final, constant subpopulation it is 129 males to 100 females. In the Norwegian mean population in 1987 there were 98 males to 100 females.

The age composition of the immigrants show considerable divergencies between males and females: Relatively more women than men are below 15 years old. In the annual immigrant flow the proportions are 31 per cent against 23. The difference persists in the immigrant subpopulation, but is gradually reduced, so that 5.1 per cent of the males and 4.3 of the females are under 15 in the permanent state. The reason for this decrease is that the difference in proportions is greatest for the youngest of the age groups between 0 and 15. As we have seen, the youngest age groups reach their final levels before the older groups, and thus will constitute diminishing proportions of the whole group under 15.

In the age groups 50 and over there are 3 1/2 per cent of the women in the immigrant flow, and they are spread out between the ages 50 and 69, whereas the corresponding proportion for the men is 1 per cent, all under 65 years of age. In the immigrant subpopulation this difference is gradually reduced, and in year 50 the age groups 50 and over are about the same percentages among males and females (but still there are more males than females even in these age groups). After year 50 the proportion in the age groups 50 and over increases slightly more for females than for males, and they end up at 47 per cent of the males and 51 per cent of the females in the permanent state.

Since there are more men than women in the immigrant flow, the sex proportion is not equal to the ratio between proportions in the same age groups. We find a decreasing excess of males over females from the flow of immigrants through the successive years up to year 106 for the population totals and for the age groups below 25. The ratio of males per 100 females is moderate and not so far above the corresponding ratio in the Norwegian population for the age group 0 - 14, both in the immigrant flow and in the final state. For the age group 15 - 24 the ratio starts at 169 males to 100 females, and comes down to 123 in the stable state. The Norwegian ratio for this age group is 105 to 100. Also the age group 25 - 49 starts at a very high level, with 168 males to 100 females in the immigrant flow. This proportion increases further to become 174 to 100 in year 5 and year 10, and then falls to 149 in the permanent state. Even the age group 50 - 64, which starts with a heavy overrepresentation of females, more than 2 females for every male in the immigrant flow, and passes equality somewhere between years 15 and 25, reaches a maximum, 150 males to 100 females in year 50, before it settles at 139 males to 100 females. The two oldest age groups start with only females but are successively filled up with males, so that in the permanent state it is only in the age group of 80 and over that there is a surplus of females, while this is the case for all age groups from 50 and up for the Norwegian population.

Subpopulations of descendant generations

With a constant yearly flow of immigration, the number of births to immigrant women will stabilize after 40 to 45 years, when the numbers in the age groups below 45 have reached their constant levels. The total number of immigrants (men and women) will reach a constant size after about 100 years. The number of births of first generation descendants will reach a constant level about 80 years after the start of the immigration flow, and a constant size after about 140 years. In the same way succeeding generations will reach constant birth numbers and constant sizes with 40 years delays in comparison with the preceding generation. If the net reproduction rate is 1, all generations will end up with the same constant number of births and the same final size. The final size of the generations will be that of the first generation of descendants.

Since the immigrant women will have had some of their children before they arrived in the new country, it will take a fertility well above reproduction level for the size of the first generation of descendants to reach a stationary level as high as the stationary level of the immigrant subpopulation.

When we study the development of a subpopulation of descendants from immigrants, there are several reasons why it is convenient to specify by generations, starting from the immigrants. One important reason relating to the subject matter is, that, with the reservations mentioned earlier, each successive generation of descendants will be one step further from their country of origin than the previous one. It must be assumed that they will be increasingly assimilated into the "native" population, and in any serious long term analysis of immigrant subpopulations the question of how many generations should be counted must be considered. For many purposes it may be of interest to distinguish between generations.

However, it also turns out that there are considerable systematic advantages in operating with generations.

As we have discussed above, the size of a subpopulation of immigrants will reach a constant level after about 100 years, if the annual flow of new immigrants is constant. We also saw that the numbers in and below a given age group will reach their constant levels after a number of years equal to that age. This implies, that the number of females in the fertile age groups in such a population of immigrants will have reached their constant levels after about 40 years. This again means that the number of births to immigrant women will remain constant from about year 40, provided that the birth rates are not changed. Thus, with a constant annual (net) flow of immigrants, both the subpopulation of immigrants and the first generation of descendants from these immigrants will reach constant levels after about 140 years, if demographic rates are not changed.

Both the constant size of the first generation and its growth up to that size will depend on the proportion and age distribution of

women in the immigrant flow and on the level and age structure of birth and death rates.

Using the notation already introduced (page 5), we have for the number of births, B^t to immigrant women in year t :

$$B^t = \sum_{x=15}^{40} K_x^t * f_x = \sum_{x=15}^{40} \left[\sum_{\max(0, x-t)}^x \left(\frac{l_x}{l_{x-1}} * k_{x-1} \right) \right] f_x$$

The number of respectively females and males surviving to year $t + \delta$ are then given by the sex proportion at birth and the survival rates for females and males to age δ . However, we may note that if we change the birth rates with the same proportion in all age groups, the number of births will be changed in the same proportion. In our computations we have somewhat arbitrarily chosen the reproduction level as a norm, since the figures may easily be transformed to represent other fertility levels. (If the chosen TFR is f times 2.089, then all figures for the first generation of descendants must be multiplied by f , figures for the second generation must be multiplied by f square, figures for the third generation by f to the power of 3 etc.)

We may note already at this point, that with fertility at the reproduction level, Norwegian figures indicate that the final, permanent size of the first generation of descendants will be about 80 per cent of the final size of the subpopulation of immigrants.

Obviously, since the first generation is built up from year 0 by the annual births occurring to an increasing population of immigrant women, there will in each year be no individuals older than the number of years since the start of the immigration flow. Furthermore, each successive birth cohort will be greater than the previous ones, until the permanent state for births to this generation is achieved after about 40 years. Nevertheless, this will be a rapidly ageing population, and it will end up in the permanent state (about year 140) with the age distribution of a stationary population with the given mortality structure. Its size will be determined from mortality and the permanent annual number of births.

Births of the second generation of descendants will start in a small scale when the oldest members of the first generation are 15 years old, i. e. in year 15. As successive cohorts of first generation mothers enter fertile age, the number of births will increase until all cohorts under 40 of the first generation have reached their permanent levels. The annual number of births to immigrant women will have reached its permanent level after about 40 years. 40 years later, in about year 80, the numbers of descendants belonging to the first generation must consequently have reached their permanent levels in all age groups below 40, and, with constant fertility, the annual number of births of second generation individuals will be stable.

We see that while it took 40 years - from year 1 to year 40 - for the annual number of first generation cohorts to reach their per-

manent level, it will take 65 years for the second generation cohorts, from year 15 to year 80.

The second generation will reach its permanent size about 100 years after the time when births to the first generation stabilize, i.e. in year 180. If the net reproduction rate (NNR) is 1, both the total and the number in each age group as well as the annual birth number will be the same for the second generation as for the first in the permanent state. If the net reproduction rate deviates from 1, permanent figures for the second generation are derived from corresponding figures for the first generation through multiplication by the NNR.

The gestation of each successive generation will now be an exact replica of the transition from the first to the second:

- Each new generation will be built up from birth cohorts which start 15 years after the birth of the first cohorts of the previous generation.
- Each new generation will consist of birth cohorts which are of a constant size from 40 years after the year when birth cohorts constituting the previous generation became constant.
- The cohorts of each new generation will be growing over a period 25 years longer than the growth period for the previous generation.
- Each new generation will reach its permanent size 40 years after the previous one (and 100 years after its constituent birth cohorts reached their permanent sizes).
- In the permanent state the dimensions of each new generation is equal to the corresponding dimension in the previous generation multiplied by the NNR.

We may note the following corollaries:

If $NNR < 1$, each successive generation will stabilize at a level lower than the previous one, and converge to 0, so that the total sum of immigrants and descendants will become stationary, as also shown by Espenshade et al. (1982).

If $NNR \geq 1$, the "gross immigrant population" of immigrants and their descendants will be growing, but as time goes on, the additions will occur in generations successively farther removed from the genuine immigrants. If a limit is set to the number of generations which are considered to be part of the gross immigrant population, then the immigrant population will eventually reach a stationary level, even if $NNR \geq 1$.

The time perspectives for tendencies to stabilisation to become effective are very long:

- Number of births to immigrants stabilize after 40 years.
- The subpopulation of immigrants stabilizes after 100 years.
- The first generation of descendants stabilizes after 140 years
- Each successive generation stabilizes after another 40 years.
- Even if NNR is quite low, it takes a very long time before stabilisation: If $NNR=0.8$ ($TFR=1.66$) it takes 16 generations, i.e. more than 700 years, to get down to a new generation which is 3 per cent of the size of the first. If $NNR=0.6$ ($TFR=1.24$) it takes 7 generations or nearly 400 years.

- If $NNR \geq 1$, the subpopulation of descendants will at all times comprise 1 or more generations which are in the process of being built up towards the stationary state, and may in addition contain one or more generations, which have already reached this state. In the still growing generations, the stationary states will be reached successively for the age groups, starting from age group 0 and being reached by one additional age group each successive year. As long as they are in the process of growing, these generations will have age distributions which are younger than that of the stationary state, and younger the shorter they have come in the growth process. The generations, which have arrived at the stationary state will have age distributions corresponding to the assumed mortality structure. This implies that if $NNR \geq 1$, the subpopulation of descendants will have an age structure which is younger than that corresponding to the mortality structure, but it will approach this distribution as time goes and more and more generations reach the stationary state. If $NNR < 1$, the process will be the same, with the difference that the stationary state will be reached for the whole subpopulation of descendants after a finite time period.

The figures

Figures based on Norwegian rates (NNR "normalized" to 1) are given, specified in 6 age groups, for each generation for the years 3, 5, 10, 15, 25, 50, 75, 100, 125 and 150 in table 3 and in 5-year age groups in table II in the appendix. The growth of the totals in each generation is illustrated in fig.4 and the growth in the total number of descendants in fig.5. We notice that the growth curve for each generation has a typical S-form, with the major part of the growth taking part over a limited, central part of the total growth period. This is particularly pronounced for the later generations, since the initial period of slow growth is longer for each successive generation. Thus the first generation achieves 88 per cent of its total growth in the central 80 per cent of the growth period, the second generation 72 per cent in 56 per cent of the growth period and the third generation 82 per cent in 50 per cent.

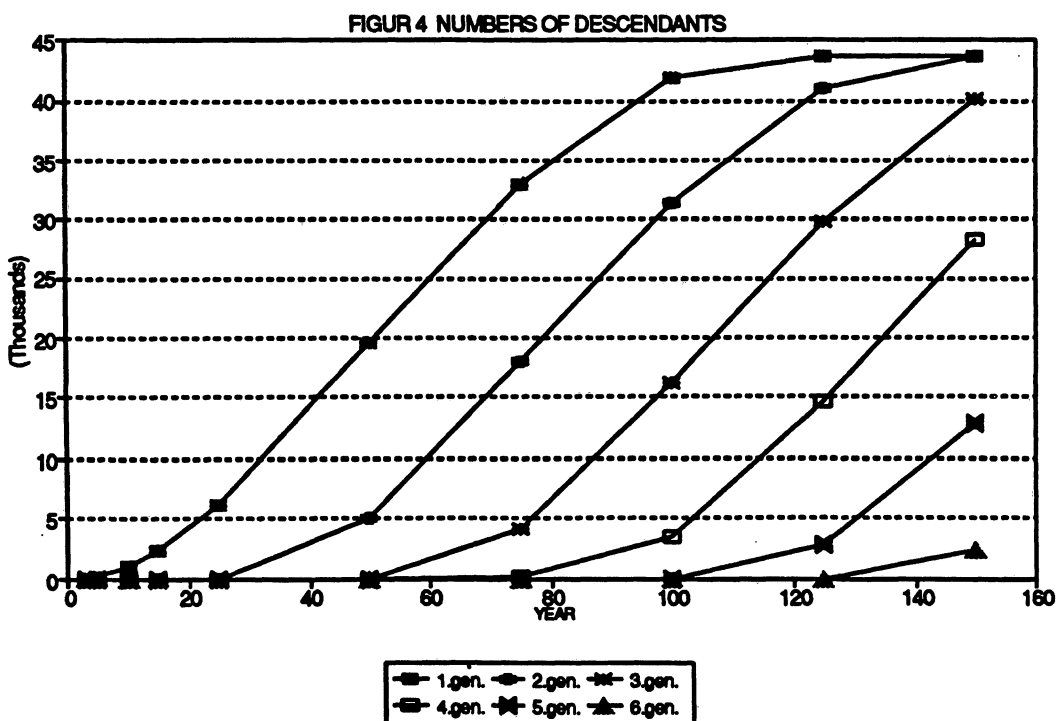


TABLE 3. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS NNR=1 6 AGE GROUPS

a. Descendants at the end of year 3

Age	First generation		
years	Total	Males	Females
0 - 14	83	43	40

b. Descendants at the end of year 5

Age	1.generation		
years	Total	Males	Females
0 - 14	251	129	122

c. Descendants at the end of year 10

Age	1.generation		
years	Total	Males	Females
0 - 14	1072	551	522

d. Descendants at the end of year 15

Age	1.generation		
years	Total	Males	Females
0 - 14	2390	1227	1163

e. Descendants at the end of year 25

Age	1.generation			2.generation			TOTAL		
years	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F
Total	6273	3220	3053	56	29	27	6330	3249	3081
0 - 14	5206	2673	2533	56	29	27	5262	2702	2561
15 - 24	1067	547	520	0	0	0	1067	547	520

f. Descendants at the end of year 50

Age	1.generation			2.generation			3.generation			TOTAL		
years	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F
Total	19620	10013	9607	5122	2625	2497	79	41	39	24821	12679	12142
0 - 14	8450	4332	4118	4272	2191	2081	79	41	39	12801	6564	6237
15 - 24	5097	2602	2494	794	406	389	0	0	0	5891	3008	2883
25 - 49	6074	3079	2995	55	28	27	0	0	0	6129	3107	3022

g. Descendants at the end of year 75

Age	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			TOTAL		
years	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	Males	Females
Total	33127	16827	16300	18023	9230	8793	4209	2160	2049	85	44	41	55444	28261	27183
0 - 14	8525	4376	4149	8282	4251	4030	3500	1797	1703	85	44	41	20392	10468	9924
15 - 24	5656	2898	2758	4682	2400	2283	630	323	307	0	0	0	10968	5621	5348
25 - 49	13352	6794	6557	5006	2552	2454	79	40	38	0	0	0	18436	9387	9050
50 - 64	4757	2367	2390	53	27	26	0	0	0	0	0	0	4810	2394	2417
65 - 79	837	392	445	0	0	0	0	0	0	0	0	0	837	392	445

TABLE 3. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS NNR=1 6 AGE GROUPS (Cont.)

h. Descendants at the end of year 100

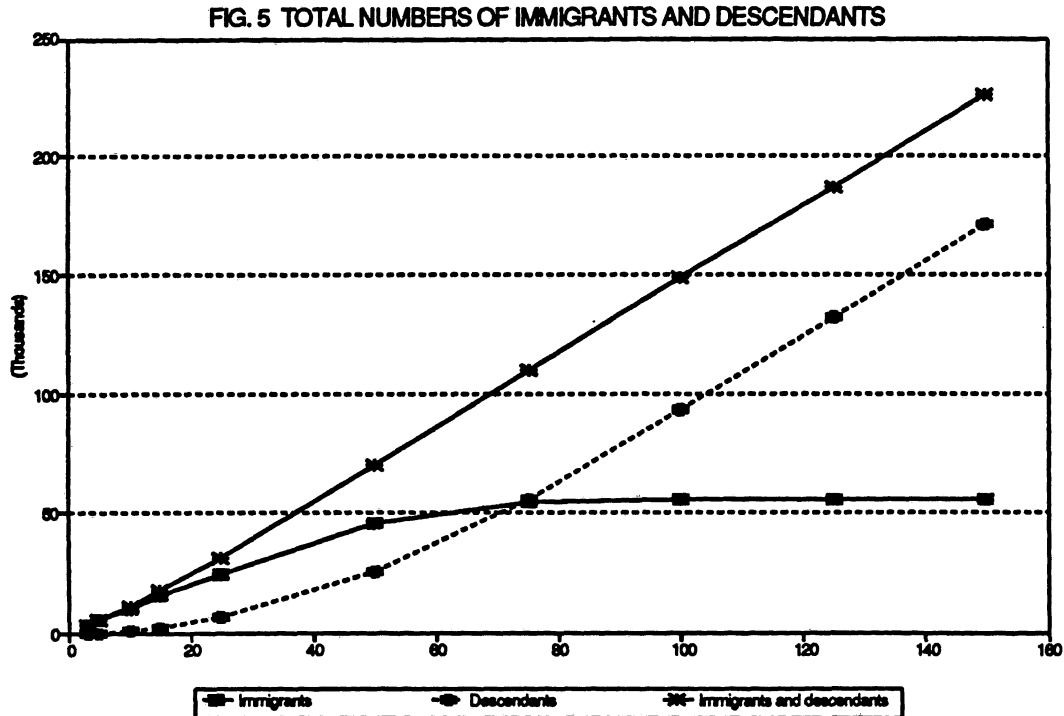
Age years	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			5.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	Males	Females
Total	41907	20810	21097	31509	16021	15487	16283	8341	7943	3455	1773	1682	83	43	40	93236	46988	46249
0 - 14	8525	4376	4149	8548	4388	4160	7949	4081	3868	2863	1470	1393	82	42	40	27968	14357	13611
15 - 24	5656	2898	2758	5666	2904	2763	4194	2150	2045	507	260	247	1	1	0	16025	8212	7813
25 - 49	13900	7071	6829	12715	6472	6244	4065	2073	1992	84	43	41	0	0	0	30764	15658	15106
50 - 64	7694	3818	3876	3925	1954	1971	75	37	37	0	0	0	0	0	0	11694	5809	5884
65 - 79	5074	2279	2794	653	303	350	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5727	2582	3144
80 +	1058	368	690	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1059	369	691

i. Descendants at the end of year 125

Age years	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			5.generation			6.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	Males	Females
Total	43648	21467	22181	41093	20471	20623	29861	15196	14665	14602	7481	7122	2847	1461	1386	78	40	38	132129	66115	66014
0 - 14	8525	4376	4149	8548	4388	4160	8567	4398	4169	7510	3855	3654	2351	1207	1144	76	39	37	35576	18264	17313
15 - 24	5656	2899	2758	5672	2907	2765	5641	2891	2750	3696	1894	1802	414	212	202	2	1	1	21080	10803	10277
25 - 49	13900	7072	6827	13933	7089	6844	11913	6064	5849	3318	1692	1626	82	42	40	0	0	0	43146	21960	21187
50 - 64	7733	3837	3896	7519	3732	3787	3209	1598	1610	79	40	40	0	0	0	0	0	0	18540	9207	9333
65 - 79	5836	2608	3228	4577	2059	2518	525	243	282	0	0	0	0	0	0	0	0	0	10939	4910	6028
80 +	1998	674	1324	844	295	549	6	2	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2848	972	1876

j. Descendants at the end of year 150

Age years	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			5.generation			6.generation			7.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Tot.	M	F	Total	Males	Females
Total	43677	21475	22203	43677	21496	22181	40131	20048	20084	28189	14356	13833	13008	6665	6343	2354	1208	1146	71	36	34	171108	85283	85824
0 - 14	8525	4376	4149	8548	4388	4160	8570	4400	4171	8567	4398	4169	6990	3589	3402	1937	995	943	69	35	33	43207	22181	21026
15 - 24	5656	2899	2758	5672	2907	2765	5686	2914	2772	5562	2850	2712	3219	1650	1569	340	174	166	2	1	1	26138	13395	12743
25 - 49	13900	7072	6827	13938	7092	6846	13926	7086	6840	10996	5598	5398	2721	1387	1334	77	39	38	0	0	0	55558	28275	27283
50 - 64	7733	3837	3896	7754	3848	3907	7222	3586	3637	2627	1309	1318	77	38	38	0	0	0	0	0	0	25413	12617	12796
65 - 79	5836	2608	3228	5836	2609	3227	4052	1826	2226	428	198	231	1	0	0	0	0	0	0	0	0	16154	7241	8913
80 +	2027	682	1345	1928	653	1276	674	236	438	8	3	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4638	1574	3064



What is not so easily seen analytically, is that the growth in the total descendant population is virtually linear after year 50. (Fig.5)

Each generation of descendants is built up from new, 0-age, birth cohorts. This implies that their growth starts in the lower age groups and that the higher age groups are only successively filled up, as the years since the birth of the first cohorts go by. Each generation accordingly starts from an extremely young age distribution, and gradually grows to assume the age distribution corresponding to the mortality level assumed, when the generation has reached its permanent level. In the growth process the younger age groups will attain their permanent levels earlier than the older ones. At any point of time, the total of all descendant generations will have an age distribution which is younger than the distribution for a stabilized generation. However as time goes by, and the number of already stabilized generations in the total sub-population of immigrant descendants increases, the age distribution of the total will approach that of a stabilized generation. This is again the age distribution of a stationary population with the given mortality structure.

The results for descendants depend on the assumed fertility level. In tables 4.a - c we have given totals for each generation for each of our projection years under 3 alternative assumption about the net reproduction rate, namely 1.25 and 0.85 in addition to our basic figure, 1.00. The results are illustrated in fig. 6. As explained earlier, the relative differences in the total population projections corresponds to the differences in NNR for the first generation to the square of the proportions between NNRs for the

second generation, to the same proportion raised to the power of three for the third generation and so on. Accordingly, (see table 4) the differences between the total numbers of descendants, do not deviate much from the proportions between NNRs until after year 50, when the numbers for second and higher generations start to attain appreciable proportions. However, the differences increase exponentially, so that after 150 years, the projected number of descendants is 86 per cent higher when the NNR is 1.25 than when it is 1, and when NNR is 0.85, the projected number is only two thirds of what it is when NNR = 1.

TABLE 4.a DESCENDANT GENERATIONS NNR = 1.25

Year	Generation							Total	Rel. to NNR=1 pct.
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.		
3	104	0	0	0	0	0	0	104	125.0
5	314	0	0	0	0	0	0	314	125.0
10	1340	0	0	0	0	0	0	1340	125.0
15	2988	0	0	0	0	0	0	2988	125.0
25	7842	88	0	0	0	0	0	7930	125.3
50	24525	8003	155	0	0	0	0	32683	131.7
75	41409	28161	8220	208	0	0	0	77998	140.7
100	52384	49232	31802	8434	254	0	0	142106	152.4
125	54560	64209	58321	35651	8687	297	0	221724	167.8
150	54597	68246	78381	68819	39698	8981	338	319059	186.5

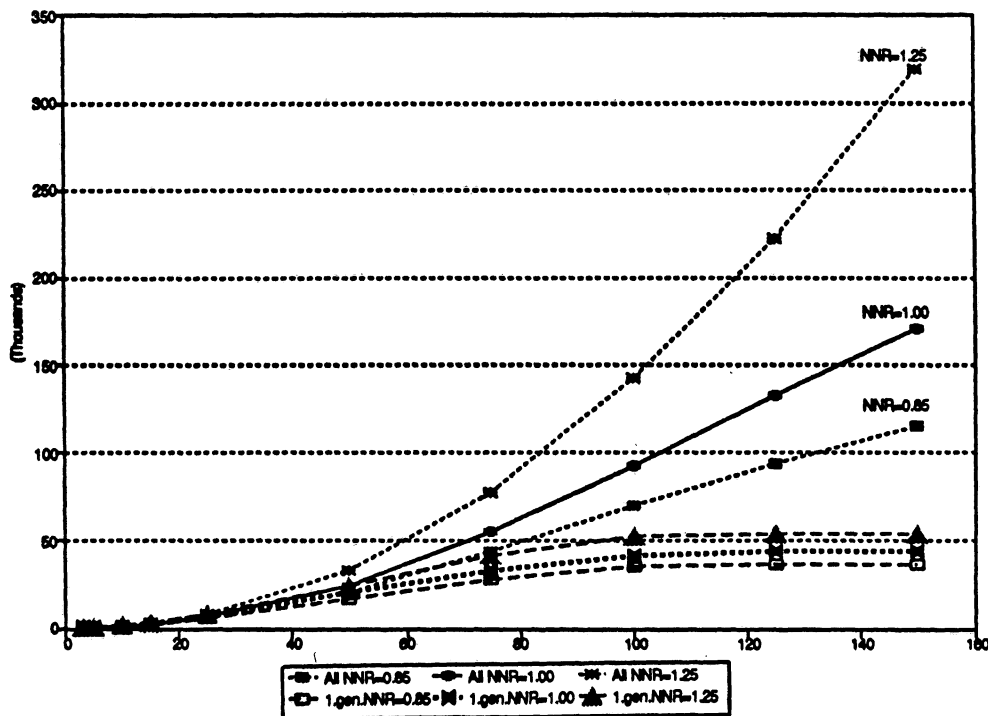
TABLE 4.b DESCENDANT GENERATIONS NNR = 1.00

Year	Generation							Total	
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.		
3	83	0	0	0	0	0	0	83	100.0
5	251	0	0	0	0	0	0	251	100.0
10	1072	0	0	0	0	0	0	1072	100.0
15	2390	0	0	0	0	0	0	2390	100.0
25	6273	56	0	0	0	0	0	6330	100.0
50	19620	5122	79	0	0	0	0	24821	100.0
75	33127	18023	4209	85	0	0	0	55444	100.0
100	41907	31509	16283	3455	83	0	0	93236	100.0
125	43648	41093	29861	14602	2847	78	0	132129	100.0
150	43677	43677	40131	28189	13008	2354	71	171108	100.0

TABLE 4.c DESCENDANT GENERATIONS NNR = 0.85

Year	Generation							Total	
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.		
3	71	0	0	0	0	0	0	71	85.0
5	214	0	0	0	0	0	0	214	85.0
10	911	0	0	0	0	0	0	911	85.0
15	2032	0	0	0	0	0	0	2032	85.0
25	5332	41	0	0	0	0	0	5373	84.9
50	16677	3700	49	0	0	0	0	20426	82.3
75	28158	13022	2584	44	0	0	0	43809	79.0
100	35621	22765	9999	1803	37	0	0	70226	75.3
125	37101	29690	18337	7623	1263	29	0	94043	71.2
150	37126	31557	24645	14714	5772	888	23	114724	67.0

FIG. 6 DESCENDANTS. ALTERNATIVE FERTILITY LEVELS



The total of immigrants and descendants

When we consider the sum of immigrants and descendants, the figures will in the beginning be totally dominated by the number of immigrants. But gradually the descendants start to fill up the lower age groups. (Table 5, Fig.5, Fig. 7.1 - 7.9).

In the total number of immigrants and descendants the descendants are only 3 per cent in year 3. In year 25 the descendants are 20 per cent, they make out half of the total in year 75 and 3/4 after 150 years. (Assuming NNR=1) (Fig. 5).

Table 5. Immigrants and descendants year 10 to year 150. 1000.

Year	Total			Under 50 years		Under 25 years	
	All	Immi-grants	Descen-dants	Immi-grants	Descen-dants	Immi-grants	Descen-dants
10	11	10	1	10	1	4	1
15	17	15	2	14	2	5	2
25	31	25	6	22	6	7	6
50	70	45	25	28	25	7	19
75	110	54	56	28	49	7	30
100	148	55	93	28	75	7	44
125	187	55	132	28	100	7	57
150	226	55	171	28	125	7	69

The descendants all belong to age group 0 in the first year, and then gradually expand to one new age group each year. As the numbers of immigrants in the lower age groups stabilize at low values, the descendants grow to dominating proportions in these

groups relatively early. In the age group 0-14 the descendants make up 10 per cent already in year 3, they are $\frac{2}{3}$ in year 25 and nearly 90 per cent in year 150. In the age group 25 - 49 years there are no descendants until after year 25, but from then on the proportion grows quickly and ends up at 72 per cent in year 150. Correspondingly, the proportion in the age group 65 - 79 years is 0 until year 64, and it grows to 61 in year 150.

Whereas the number of immigrants is constant after year 106, the number of descendants continues to grow (This will be the case for an extended period, also if fertility is below reproduction), and will make up an ever growing proportion of the sum population. The age distribution in the combined population of immigrants and descendants will be an average between the very old distribution of the immigrant subpopulation and the young, but ageing subpopulation of descendants, where the descendants start from a near zero weight, and gradually grows to become the dominant component. (See tables 5 and 6 and figures 5 and 7.1-7.9).

FIG.7.1 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 5

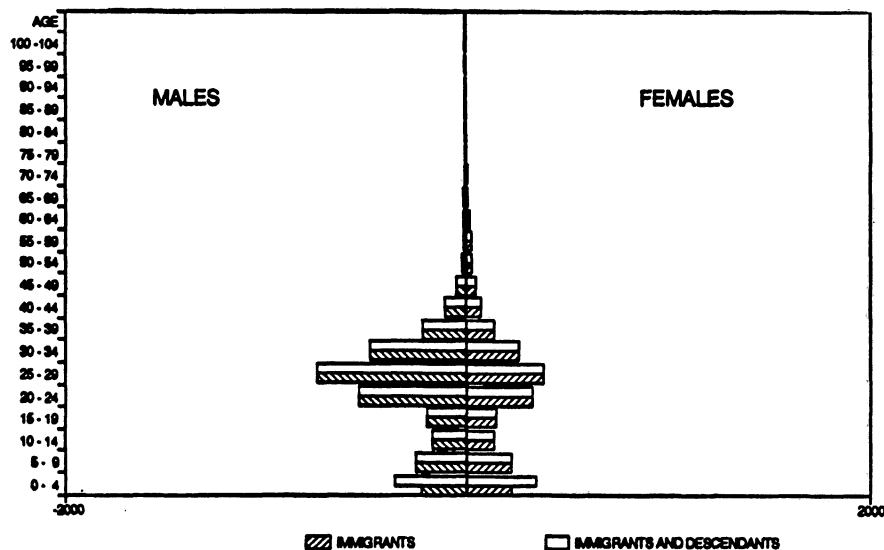


FIG.7.2 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 10

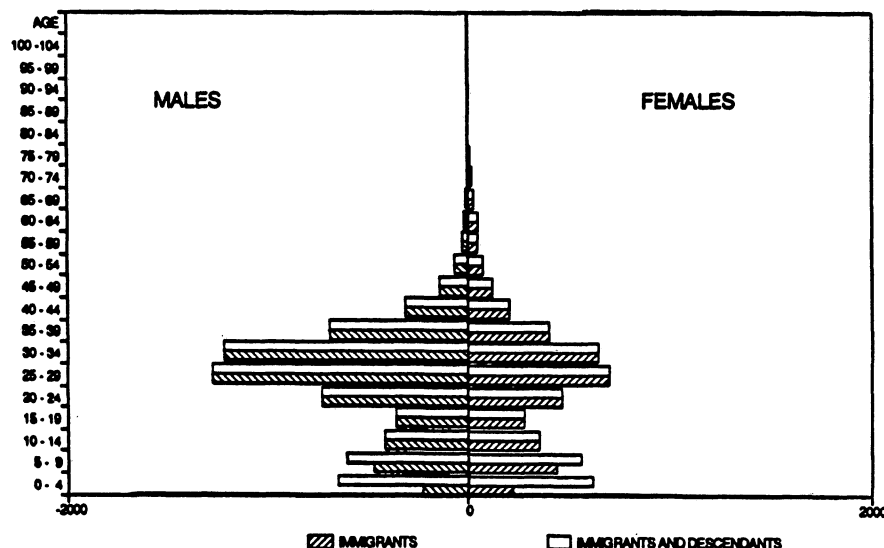


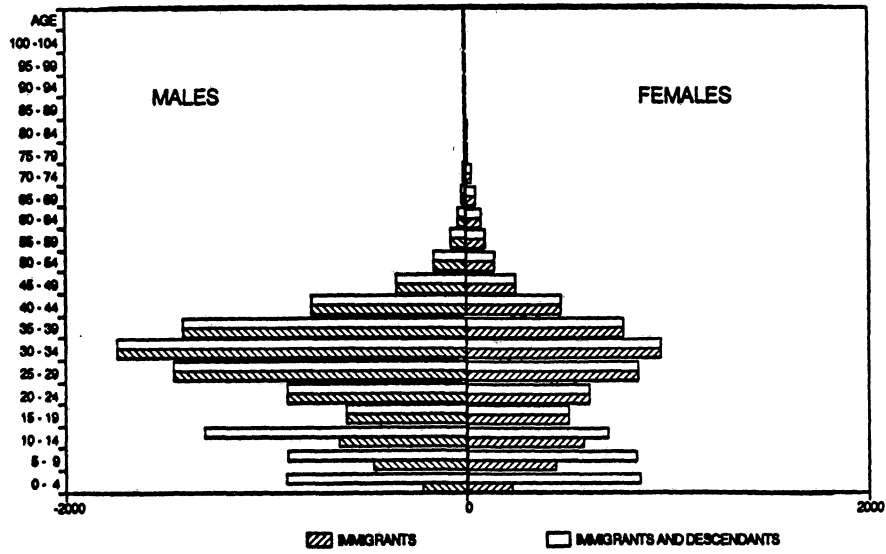
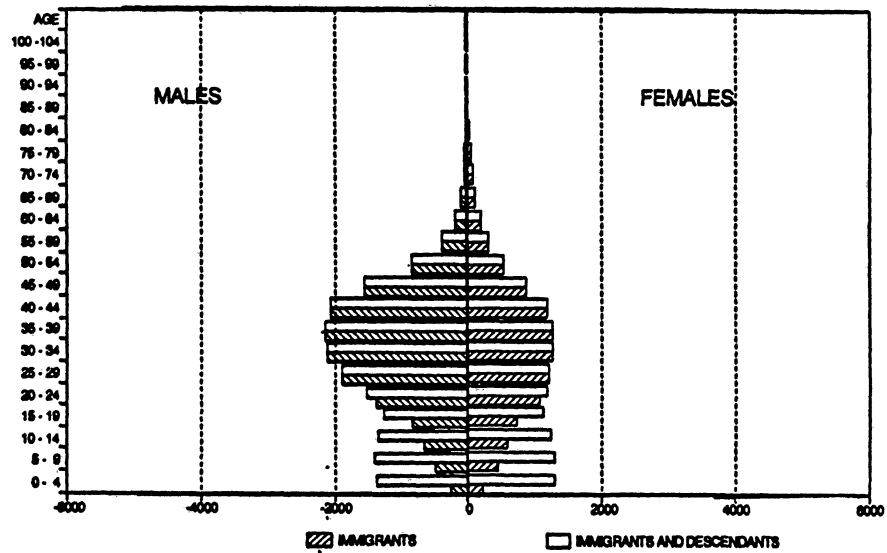
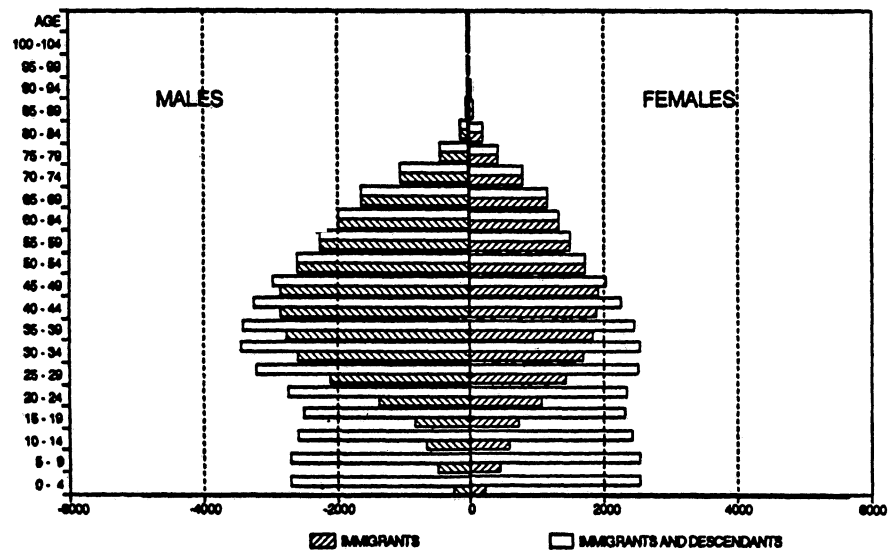
FIG.7.3 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 15FIG.7.4 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 25FIG.7.5 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 50

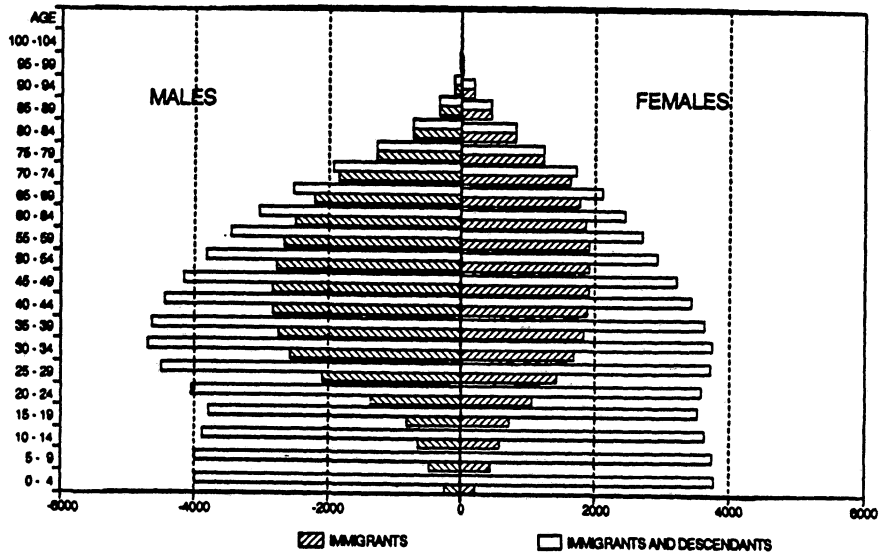
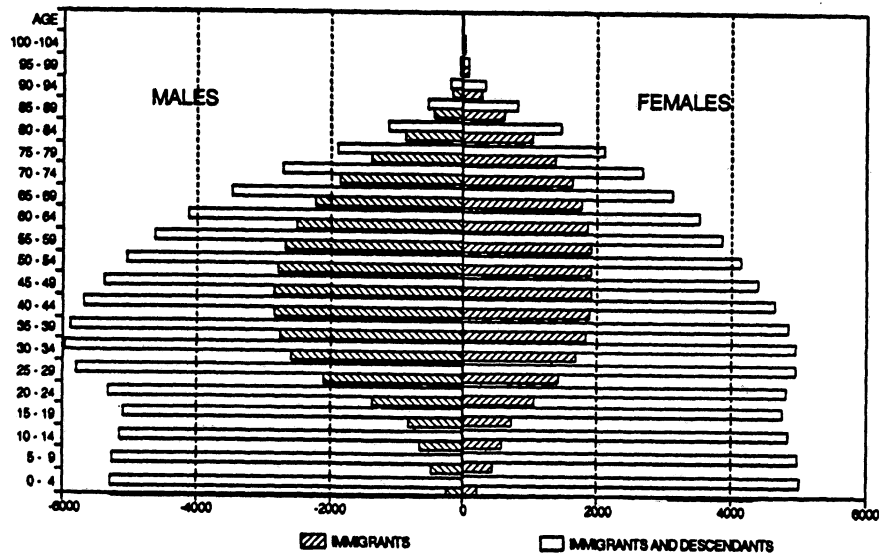
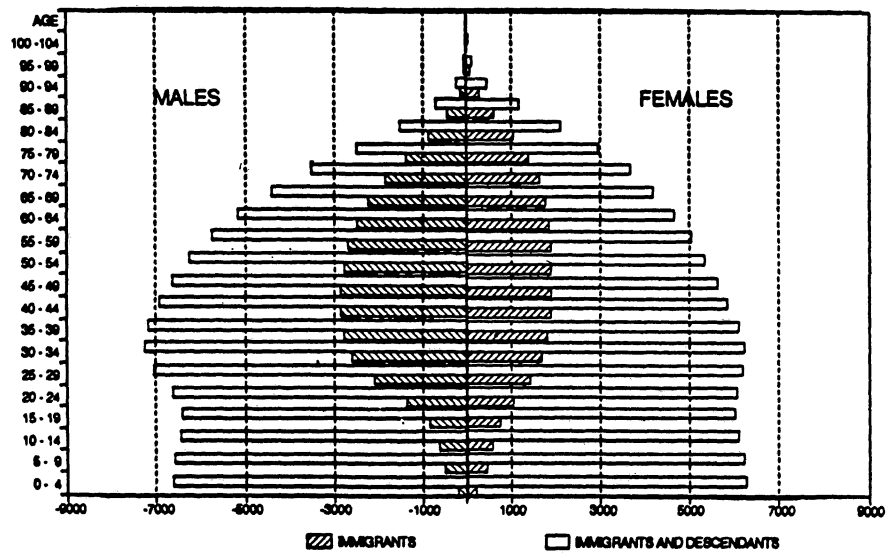
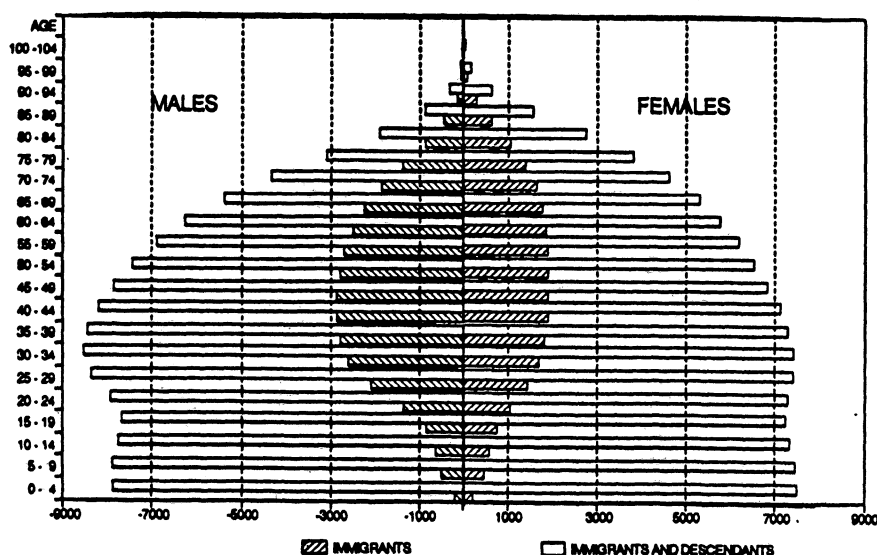
FIG.7.6 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 75FIG.7.7 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 100FIG.7.8 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 125

FIG.7.9 IMMIGRANTS AND DESCENDANTS
YEAR 150

Since the subpopulation of descendants will be converging towards the age distribution of a stationary population with the given mortality structure, the sum of immigrants and descendants will gradually come closer to this age distribution. However, as late as year 150, the immigrants will still make up a quarter of the total, and the underrepresentation in the lower age groups among the immigrants will still be important for the proportions in these groups in the total. If $NNR > 1$, the proportion of descendant and their influence on the total age distribution will grow faster, and they will grow more slowly if $NNR < 1$.

Table 6. Age distributions. Immigrants and descendants year 150.
Per cent

Age	Immi- grants	Descen- dants	Sum	Statio- nary pop- ulation	Norway 1987	2050 ¹⁾
Total	100	100	100	100	100	100
0 - 14	5	25	20	19	19	17
15 - 24	7	15	13	13	16	12
25 - 49	39	32	34	32	35	31
50 - 64	24	15	17	18	14	19
65 - 79	18	9	12	13	13	14
80 +	6	3	4	5	4	7
Average age	49.4	34.5	38.9	41.2	39.6	43.8

1)

Age distributions for the sum of immigrants and descendants in all of our projection years are given in table 8. Also the age distribution for the stationary population is given, and we see that the subpopulation will be younger than the stationary population as late as in year 150. The difference in average age is 1 1/2 years.

Table 7.a Population of immigrants and descendants. 6 age groups
Annual immigration 1000 M+F NNR=1 ALL

Age	Annual immigration	Immigrants and descendants									
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year 125	Year 150
Total	1000	3082	5243	11028	17271	30859	70053	109722	148537	187427	226408
0 - 14	263	841	1462	3195	4956	7828	15367	22958	30534	38142	45773
15 - 24	312	820	1198	1834	2597	5014	9837	14915	19971	25026	30084
25 - 49	405	1354	2462	5679	9046	15368	27851	40159	52487	64866	77281
50 - 64	18	58	104	264	550	2291	11229	18334	25217	32064	38936
65 - 79	2	8	17	57	119	329	5358	10743	15873	21085	26300
80 +	0	0	0	0	3	29	410	2614	4454	6244	8034
Average age	22.1	22.5	23.0	24.2	25.2	28.5	34.3	35.8	37.3	37.8	38.1

Table 7.b Population of immigrants and descendants. 6 age groups
Annual immigration 1000 M+F NNR=1 MALES

Age	Annual immigration	Immigrants and descendants									
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year 125	Year 150
Total	594	1823	3091	6455	10048	17766	39059	59046	78129	97256	116424
0 - 14	138	440	762	1654	2554	4028	7890	11794	15683	19590	23507
15 - 24	196	506	728	1080	1487	2723	5184	7797	10388	12979	15571
25 - 49	254	856	1564	3605	5725	9601	16095	22375	28646	34947	41263
50 - 64	6	20	36	104	253	1304	6729	10263	13679	17077	20487
65 - 79	0	1	3	12	29	104	3011	5672	7958	10286	12617
80 +	0	0	0	0	0	5	150	1146	1774	2377	2979
Average age	22.3	22.8	23.3	24.7	25.5	29.3	35.1	35.4	37.1	37.3	37.4

Table 7.c Population of immigrants and descendants. 6 age groups
Annual immigration 1000 M+F NNR=1 FEMALES

Age	Annual immigration	Immigrants and descendants									
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year 100	Year 125	Year 150
Total	407	1259	2152	4573	7223	13093	30993	50676	70408	90171	109984
0 - 14	125	401	700	1541	2403	3800	7477	11163	14850	18552	22265
15 - 24	116	314	471	754	1110	2290	4653	7118	9583	12047	14513
25 - 49	151	498	899	2073	3321	5766	11757	17784	23841	29919	36018
50 - 64	13	39	68	160	296	986	4500	8071	11538	14987	18450
65 - 79	2	7	15	44	90	225	2346	5071	7915	10799	13683
80 +	0	0	0	0	3	25	260	1469	2680	3867	5054
Average age	21.7	22.0	22.4	23.5	24.8	27.5	33.2	36.2	37.6	38.4	38.9

Table 8.a Population of immigrants and descendants. 6 age groups Per cent
Annual immigration 1000 M+F ALL

Age	Annual immigration	Immigrants and descendants										Stationary population	NORWAY	
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year125	Year150		1987	2050
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0 - 14	26	27	28	29	29	25	22	21	21	20	20	19	19	17
15 - 24	31	27	23	17	15	16	14	14	13	13	13	13	16	12
25 - 49	40	44	47	51	52	50	40	37	35	35	34	32	35	31
50 - 64	2	2	2	2	3	7	16	17	17	17	17	18	14	19
65 - 79	0	0	0	1	1	1	8	10	11	11	12	13	13	14
80 +	0	0	0	0	0	0	1	2	3	3	4	5	4	7
Average age	22.1	22.5	23.0	24.2	25.2	28.5	34.3	35.8	37.3	37.8	38.1	39.7	37.7	42.2

Table 8.b Population of immigrants and descendants. 6 age groups Per cent
Annual immigration 1000 M+F MALES

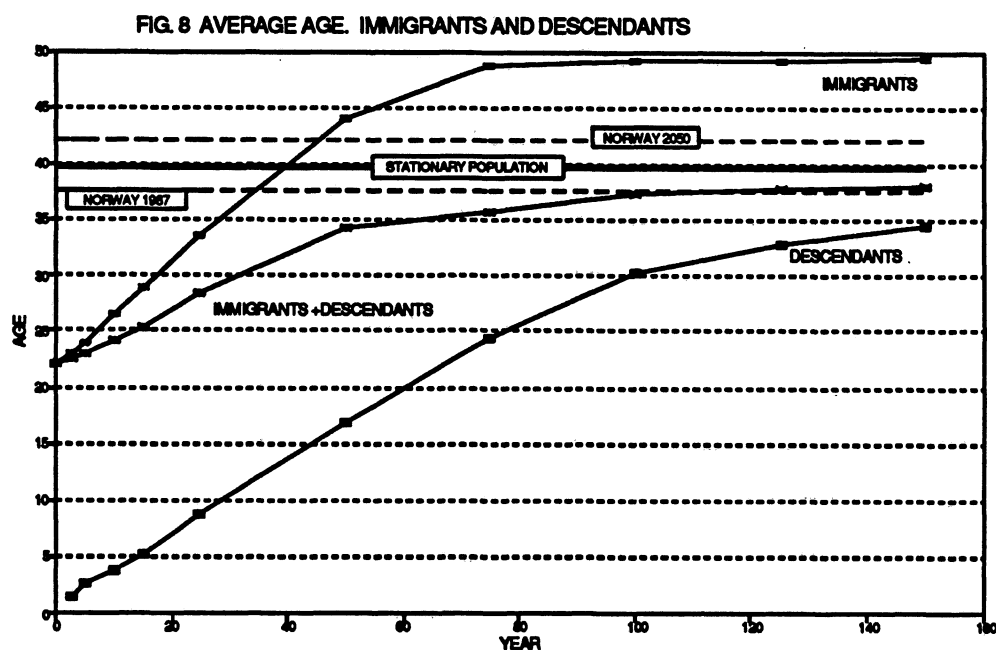
Age	Annual immigration	Immigrants and descendants										Stationary population	NORWAY	
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year125	Year150		1987	2050
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0 - 14	23	24	25	26	25	23	20	20	20	20	20	20	20	18
15 - 24	33	28	24	17	15	15	13	13	13	13	13	14	16	12
25 - 49	43	47	51	56	57	54	41	38	37	36	35	31	36	33
50 - 64	1	1	1	2	3	7	17	17	18	18	18	18	14	19
65 - 79	0	0	0	0	0	1	8	10	10	11	11	13	11	13
80 +	0	0	0	0	0	0	0	2	2	2	3	5	2	5
Average age	22.3	22.8	23.3	24.7	25.5	29.3	35.1	35.4	37.1	37.3	37.4	38.2	36.3	40.5

Table 8.c Population of immigrants and descendants. 6 age groups Per cent
Annual immigration 1000 M+F FEMALES

Age	Annual immigration	Immigrants and descendants										Stationary population	NORWAY	
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year125	Year150		1987	2050
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
0 - 14	31	32	33	34	33	29	24	22	21	21	20	19	18	16
15 - 24	29	25	22	16	15	17	15	14	14	13	13	12	15	12
25 - 49	37	40	42	45	46	44	38	35	34	33	33	31	33	30
50 - 64	3	3	3	4	4	8	15	16	16	17	17	18	14	18
65 - 79	0	1	1	1	1	2	8	10	11	12	12	15	14	15
80 +	0	0	0	0	0	0	1	3	4	4	5	6	5	9
Average age	21.7	22.0	22.4	23.5	24.8	27.5	33.2	36.2	37.6	38.4	38.9	41.2	39.0	43.8

We may also compare the age distributions of immigrants and descendants with the actual age distribution in Norway in 1987, and with the projected distribution in year 2050. For the latter we use the latest official figures, based on constant fertility, $TFR = 1.89$, from 1990 onwards, and 0 net immigration. The subpopulation of immigrants and descendants will have a younger age structure than what Norway had in 1987 up to about year 100. At that point the total difference in average age will be less than 1/2 year, the average ages for males being just under a year higher than in the Norwegian population, and the average age for females 1 1/2 years lower. Up to year 150 the difference from Norway 1987 will be moderate.

According to the projection, there will be a considerable ageing of the Norwegian population up to year 2050. In year 150 the subpopulation of immigrants and descendants will have an age structure, which is considerably younger than the projected Norwegian population, the difference in average age amounting to about 4 years for both males and females. (Fig. 8).



In making the comparison with the 2050 projection we should keep in mind that this projection is based on a $TFR = 1.89$, which corresponds to $NNR = 0.90$, while the projections for immigrant descendants are based on $NNR = 1$. With lower fertility for immigrants and descendants the ageing process would be quicker, and we would have come closer to the 2050 projection for Norway.

In table 9 we have computed a number of dependency ratios and

ageing indices. If we look at the total dependency ratio, defined as the sum of those below 15 years and those above 64 as a percentage of the number from 15 to 64 years (third column), we see that the ratio for the population of immigrants and descendants starts well below the figure for Norway 1987, and gradually approaches this level up to year 150. In the stationary population it is slightly more unfavourable, and in the projection for Norway to 2050 even a little worse than this. We may conclude that continued immigration will tend to improve the dependency ratio for a country like Norway for a considerable period, but that the effect will become more moderate in the very long run.

Table 9. Dependency ratios and ageing indexes for population of immigrants and descendants¹⁾

Projection year	I N D E X E S				
	$\frac{0 - 14}{15 - 64}$	$\frac{65 +}{15 - 64}$	$\frac{0-14+ 65+}{15 - 64}$	$\frac{65 +}{0 - 14}$	$\frac{60 - 64}{15 - 19}$
0	0.35	0.00	0.36	0.01	0.04
3	0.38	0.00	0.38	0.01	0.06
5	0.39	0.00	0.39	0.01	0.07
10	0.41	0.01	0.42	0.02	0.09
15	0.41	0.01	0.42	0.02	0.09
25	0.35	0.02	0.36	0.05	0.14
50	0.31	0.12	0.43	0.38	0.69
75	0.31	0.18	0.49	0.58	0.75
100	0.31	0.21	0.52	0.67	0.77
125	0.31	0.22	0.54	0.72	0.79
150	0.31	0.23	0.55	0.75	0.80
Stationary population	0.31	0.29	0.60	0.92	0.87
Norw.1987	0.30	0.25	0.55	0.84	0.64
Norw.2050	0.27	0.34	0.61	1.23	0.99

1) NNR = 1

The figures are more dramatic, when we consider the young and the old components separately: The proportion of those under 15 years (first column) starts from a level well above that of Norway 1987, and falls in some 50 years to about the same, and then remains at that level until year 150, as long as our projections go. This level is 10 per cent higher than the projection for Norway 2050.

The proportion over 64 years (second column) in the population of immigrants and descendants is insignificant until some time between year 25 and year 50. It is 13 per cent in year 50, half the level of Norway 1987. But in year 150 it has grown to 26 per cent, about

the same as that in Norway 1987, and less than $3/4$ of that in the projection with constant fertility for Norway 2050. But here we must again remember the difference in fertility assumptions. With more equal fertility assumptions, the proportion under 15 might be about the same for immigrants and descendants in year 150 as in the projection for Norway 2050, and the difference for those over 64 might be of the order of one fifth rather than a quarter.

In all the years up to year 150 the proportion between those over 64 and those under 15 (second last column), which is sometimes used as an ageing index, will be more favourable (lower) for the population of immigrants and descendants, than it was in Norway 1987, and it is even more favourable in comparison with Norway 2050.

If we look at the age distribution in the labour force, as illustrated by the ratio between the numbers in the age groups 15 - 19 and 60 - 64 (last column), we see a strong ageing after year 25 in the projection period. As early as in year 50, the age distribution of the labour force is older than it was in Norway in 1987. This is partly explained by the fact, that Norway had increasing birth cohorts up to 1969, and a gradual decline after that, so that the age distribution between 15 and 64 years in 1987 was still typical of a growing population. The ratio of old to young in the labour force in year 150 is still lower than in the stationary population. If we go to the projections for Norway to 2050, we find an age distribution in the active ages, which is older than among the immigrants and descendants in year 150.

In sum we may conclude, that a constant annual flow of immigrants will in the short run lead to an increasing subpopulation of immigrants and descendants, with an age structure, which is younger than what we may expect to find in the total population. Each year both the number and the average age will grow, both for the immigrants and for their offspring. The growth for both these subgroups will be particularly strong in the first period of about 50 years from the start of the immigration flow. After some 80 years, the growth in the subgroup of immigrants subsides, and we end up with a constant subgroup of immigrants with a particularly high average age. The subgroup of successive generations of descendants from immigrants will continue to grow, linearly, if fertility is at the reproduction level, exponentially, if it is above. If fertility is below the reproduction level, the growth rate will be converging to 0, but with realistic fertility rates it will take quite a long time, to be counted in centuries, before a constant subgroup of descendants is attained. In the long run, say perhaps more than 150 years, the age structure of the subgroup of descendants will approach the stationary population with the given fertility and death rates. At least for the first 75 years, it will have an age structure, which is younger than in the corresponding stable population, and younger than in a population with an age structure similar to the current Norwegian. Based on Norwegian data it seems that the combined subpopulation of immigrants and descendants will have a considerably younger age structure than the population of the receiving country for at least 50 years, but that it will come quite close to that population after that time.

REFERENCES

- Cerone, P. (1987): On stable population theory with immigration. *Demography* 24 No. 3. pp. 431 - 438.
- Espenshade, T. J., L. F. Bouvier and G. B. Arthur (1982): Immigration and the Stable Population Model. *Demography* 19 No. 1 pp. 123 - 133.
- Espenshade, T. J. (1984): Comments on Mitra's Generalization. *Demography* 21 No. 3 pp. 431 - 432.
- (1986): Population dynamics with immigration and low fertility. *Population and Development Review. Supplement to Vol. 12*: pp. 261 - 268.
- Feichtinger, G. and G. Steinmann (1992): Immigration into a Population with Fertility below Replacement Level - The Case of Germany. *Population Studies* 46 pp. 275 - 284.
- Kuijsten, A. (1990): The impact of migration streams on the size and structure of the Dutch population. Paper prepared for the Symposium on the demographic consequences of international migration, NIAS, Wassenaar, 27 - 29 September, 1990.
- Mitra, S. (1983): Generalization of the Immigration and the Stable Population Model. *Demography* 20 No. 1 pp. 111 - 113.
- (1984): On Espenshade's Comments on Mitra's Generalization. *Demography* 21 No. 3 pp. 433 - 434.
 - (1989): Long Term Demographic Effects of a Constant Stream of Immigration When the Population is Not Reproducing Itself. Paper for the XXist International Population Conference of the International Union for the Scientific Study of Population in New Delhi, India, September 20 - 27, 1989.
- Nusselder, W., J. Schoorl and J. Berkien (1990): Bevolkingsvoorberekening Allochtonen in Nederland Naar Nationaliteit 1989-1999. (in Dutch) NiDi rapport nr. 16.
- Sevaldson, P, I. Texmon and L. Østby (1991): Innvandring - utfordring for prognosemakerne (Immigration - a Challenge to the Producers of Prognoses. In Norwegian.) in Nordiska seminariet om prognoser, Drammen, Norge 24 - 26 April 1990. Nordisk statistisk sekretariat Tekniske rapporter 53.
- Sevaldson, P (1991): Tallet på innvandrere og deres etterkommere fram mot år 2050 (The number of immigrants and their descendants towards year 2050. In Norwegian). Rapport 91/10 Central Bureau of Statistics of Norway.
- Steinmann, G. (Unpublished ? paper 1988?): Immigration: A Remedy to the Birth Dearth of the Western World? The Case of

West Germany.

Texmon, I. and L. Østby (1989): Innvandringens Betydning for Befolkningsutviklingen i Norge (The Effects of Immigration on Population Development in Norway. In Norwegian) Rapport 89/4 Central Bureau of Statistics of Norway.

Wattelar, C. and G. Roumans (1991): Simulations of demographic objectives and migration. In OECD Migration: The Demographic Aspects. Paris. Pp 57 - 68.

Zlotnik, H. (1991): The Role of International Migration in Population Equilibrium. OECD, International Conference on Migration, Rome, 13th - 15th March 1991.

Population statistics and projections from the central bureau of Statistics of Norway.

Table I.A Immigration and projected immigrant population. 5 year age groups
Annual immigration 1000 M+F ALL

Age	Immigration per 1000	Immigrant population								
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+
Total	1000	2998	4992	9956	14881	24529	45232	54278	55300	55301
0 - 4	137	351	445	445	445	445	445	445	445	445
5 - 9	73	240	469	913	913	913	913	913	913	913
10 - 14	53	167	297	765	1209	1209	1209	1209	1209	1209
15 - 19	97	233	341	637	1105	1547	1547	1547	1547	1547
20 - 24	215	587	858	1197	1492	2399	2399	2399	2399	2399
25 - 29	208	665	1124	1978	2316	3074	3513	3513	3513	3513
30 - 34	110	385	739	1858	2709	3338	4238	4238	4238	4238
35 - 39	49	172	343	1079	2192	3372	4559	4559	4559	4559
40 - 44	25	87	169	510	1240	3183	4693	4693	4693	4693
45 - 49	13	45	86	254	590	2401	4720	4720	4720	4720
50 - 54	7	24	43	128	292	1327	4247	4665	4665	4665
55 - 59	7	21	35	77	159	636	3708	4540	4540	4540
60 - 64	4	14	25	59	99	327	3273	4319	4319	4319
65 - 69	2	7	14	37	69	178	2739	3969	3969	3969
70 - 74	0	1	4	16	37	98	1794	3442	3442	3442
75 - 79	0	0	0	3	14	54	825	2494	2736	2736
80 - 84	0	0	0	0	3	23	294	1528	1878	1878
85 - 89	0	0	0	0	0	6	91	768	1026	1026
90 - 94	0	0	0	0	0	1	22	267	392	392
95 - 99	0	0	0	0	0	0	3	48	89	89
100 -104	0	0	0	0	0	0	0	4	10	11

Table I.B Immigration and projected immigrant population. 5 year age groups
Annual immigration 1000 M+F · MALES

Age	Immigration per 1000	Immigrant population								
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+
Total	594	1780	2962	5905	8821	14517	26380	30785	31141	31141
0 - 4	70	178	224	224	224	224	224	224	224	224
5 - 9	39	128	248	471	471	471	471	471	471	471
10 - 14	29	91	161	408	632	632	632	632	632	632
15 - 19	57	134	193	353	600	823	823	823	823	823
20 - 24	139	373	535	727	886	1353	1353	1353	1353	1353
25 - 29	135	436	738	1270	1461	1864	2083	2083	2083	2083
30 - 34	70	246	475	1209	1738	2085	2547	2547	2547	2547
35 - 39	29	103	209	681	1410	2123	2738	2738	2738	2738
40 - 44	14	50	99	306	773	2015	2810	2810	2810	2810
45 - 49	6	21	43	140	344	1515	2809	2809	2809	2809
50 - 54	2	9	17	59	153	801	2549	2755	2755	2755
55 - 59	2	6	10	27	67	348	2229	2645	2645	2645
60 - 64	2	5	8	18	33	155	1951	2470	2470	2470
65 - 69	0	1	3	10	19	66	1600	2202	2202	2202
70 - 74	0	0	0	2	8	27	1002	1821	1821	1821
75 - 79	0	0	0	0	2	12	410	1257	1353	1353
80 - 84	0	0	0	0	0	4	118	714	843	843
85 - 89	0	0	0	0	0	1	27	320	403	403
90 - 94	0	0	0	0	0	0	4	97	132	132
95 - 99	0	0	0	0	0	0	0	14	25	25
100 -104	0	0	0	0	0	0	0	1	2	2

Table I.C Immigration and projected immigrant population. 5 year age groups
Annual immigration 1000 M+F FEMALES

Age	Immigration per 1000	Immigrant population								
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year106+
Total	407	1219	2030	4051	6060	10012	18851	23493	24159	24160
0 - 4	67	173	221	221	221	221	221	221	221	221
5 - 9	34	112	221	441	441	441	441	441	441	441
10 - 14	24	76	136	357	577	577	577	577	577	577
15 - 19	40	99	148	284	504	724	724	724	724	724
20 - 24	76	215	323	470	606	1046	1046	1046	1046	1046
25 - 29	73	229	386	708	855	1210	1430	1430	1430	1430
30 - 34	40	139	265	650	971	1253	1691	1691	1691	1691
35 - 39	20	69	134	398	782	1249	1821	1821	1821	1821
40 - 44	11	37	71	204	467	1168	1883	1883	1883	1883
45 - 49	7	24	44	114	246	886	1911	1911	1911	1911
50 - 54	5	15	26	69	138	526	1698	1910	1910	1910
55 - 59	5	15	25	50	92	288	1479	1895	1895	1895
60 - 64	3	9	17	41	66	172	1323	1849	1849	1849
65 - 69	2	6	11	27	50	112	1140	1767	1767	1767
70 - 74	0	1	4	14	29	71	792	1621	1621	1621
75 - 79	0	0	0	3	12	42	415	1237	1383	1383
80 - 84	0	0	0	0	3	19	175	814	1035	1035
85 - 89	0	0	0	0	0	5	64	449	623	623
90 - 94	0	0	0	0	0	1	18	170	259	259
95 - 99	0	0	0	0	0	0	3	33	65	65
100 -104	0	0	0	0	0	0	0	3	8	8

TABLE II. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS NNR=1 5-YEAR AGE GROUPS

A. Descendants at the end of year 3

Age	First generation		
years	Total	Males	Females
0-4(2)	83	43	40

B. Descendants at the end of year 5

Age	1.generation		
years	Total	Males	Females
0 - 4	251	129	122

C. Descendants at the end of year 10

Age	1.generation		
years	Total	Males	Females
Total	1072	551	522
5 - 9	251	129	122
0 - 4	822	422	400

D. Descendants at the end of year 15

Age	1.generation		
years	Total	Males	Females
Total	2390	1227	1163
10 - 14	251	129	122
5 - 9	820	421	399
0 - 4	1320	678	642

E. Descendants at the end of year 25

Age	1.generation			2.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F
Total	6273	3220	3053	56	29	27	6330	3249	3081
20 - 24	249	128	122	0	0	0	249	128	122
15 - 19	818	420	398	0	0	0	818	420	398
10 - 14	1316	676	641	0	0	0	1316	676	641
5 - 9	1743	895	848	3	2	2	1746	896	850
0 - 4	2147	1103	1044	53	27	26	2200	1130	1070

TABLE II. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS 5-YEAR AGE GROUPS (cont.)

F. Descendants at the end of year 50

Age years	1.generation			2.generation			3.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F
Total	19620	10013	9607	5122	2625	2497	79	41	39	24821	12679	12142
45 - 49	230	115	116	0	0	0	0	0	0	230	115	116
40 - 44	774	390	385	0	0	0	0	0	0	774	390	385
35 - 39	1268	642	626	0	0	0	0	0	0	1268	642	626
30 - 34	1698	862	836	3	2	2	0	0	0	1701	864	837
25 - 29	2103	1070	1032	52	26	26	0	0	0	2155	1097	1058
20 - 24	2436	1243	1193	233	119	114	0	0	0	2669	1361	1307
15 - 19	2661	1359	1301	561	287	275	0	0	0	3222	1646	1576
10 - 14	2782	1424	1358	983	503	480	1	1	1	3766	1928	1838
5 - 9	2830	1452	1378	1433	735	698	13	7	6	4276	2193	2083
0 - 4	2838	1456	1382	1856	953	904	65	33	32	4760	2443	2317

G. Descendants at the end of year 75

Age years	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F
Total	33127	16827	16300	18023	9230	8793	4209	2160	2049	85	44	41	55444	28261	27183
70 - 74	180	81	99	0	0	0	0	0	0	0	0	0	180	81	99
65 - 69	658	311	347	0	0	0	0	0	0	0	0	0	658	311	347
60 - 64	1143	558	585	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1143	558	585
55 - 59	1592	792	800	3	2	2	0	0	0	0	0	0	1595	793	802
50 - 54	2022	1017	1005	50	25	25	0	0	0	0	0	0	2072	1043	1030
45 - 49	2378	1203	1175	228	115	112	0	0	0	0	0	0	2605	1319	1287
40 - 44	2618	1329	1289	553	281	272	0	0	0	0	0	0	3171	1610	1561
35 - 39	2747	1398	1349	970	494	476	1	1	1	0	0	0	3719	1893	1826
30 - 34	2797	1427	1370	1417	723	694	13	7	6	0	0	0	4226	2156	2070
25 - 29	2812	1436	1375	1839	940	899	65	33	32	0	0	0	4715	2409	2306
20 - 24	2823	1445	1378	2200	1126	1074	196	101	96	0	0	0	5219	2672	2547
15 - 19	2834	1453	1380	2482	1273	1209	433	222	211	0	0	0	5749	2949	2800
10 - 14	2838	1456	1382	2671	1371	1300	766	393	373	3	2	2	6279	3223	3057
5 - 9	2841	1458	1383	2778	1426	1352	1161	596	565	18	9	9	6798	3489	3309
0 - 4	2846	1461	1385	2832	1454	1378	1573	808	765	63	33	31	7314	3756	3558

TABLE II. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS 5-YEAR AGE GROUPS (cont.)

H. Descendants at the end of year 100

Age years	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			5.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	Males	Females
Total	41907	20810	21097	31509	16021	15487	16283	8341	7943	3455	1773	1682	83	43	40	93236	46988	46249
95 - 99	6	1	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	1	5
90 - 94	73	20	54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	73	20	54
85 - 89	292	93	199	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	292	93	199
80 - 84	686	254	432	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	688	254	433
75 - 79	1205	498	707	31	13	18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1236	511	725
70 - 74	1724	770	954	167	75	92	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1891	845	1046
65 - 69	2145	1012	1133	455	215	240	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2600	1227	1373
60 - 64	2425	1183	1242	858	419	439	1	1	1	0	0	0	0	0	0	3285	1602	1682
55 - 59	2590	1288	1302	1313	653	660	12	6	6	0	0	0	0	0	0	3914	1947	1968
50 - 54	2680	1348	1332	1753	882	871	62	31	31	0	0	0	0	0	0	4495	2261	2234
45 - 49	2734	1383	1351	2131	1078	1053	190	96	94	0	0	0	0	0	0	5055	2558	2497
40 - 44	2767	1405	1362	2424	1231	1193	423	215	208	0	0	0	0	0	0	5614	2850	2764
35 - 39	2787	1419	1369	2623	1335	1288	753	383	370	3	2	2	0	0	0	6167	3139	3028
30 - 34	2801	1428	1372	2739	1397	1342	1145	584	561	18	9	9	0	0	0	6703	3419	3284
25 - 29	2812	1436	1375	2798	1430	1368	1554	794	760	63	32	31	0	0	0	7226	3692	3534
20 - 24	2823	1445	1378	2826	1447	1379	1935	991	944	164	84	80	0	0	0	7747	3966	3781
15 - 19	2834	1453	1380	2841	1457	1384	2259	1159	1100	343	176	167	1	0	0	8278	4246	4032
10 - 14	2838	1456	1382	2846	1461	1385	2504	1285	1219	607	312	296	5	3	2	8800	4516	4284
5 - 9	2841	1458	1383	2848	1462	1386	2670	1371	1300	941	483	458	19	10	9	9320	4784	4536
0 - 4	2846	1461	1385	2854	1466	1388	2775	1425	1350	1315	676	640	58	30	28	9848	5057	4791

TABLE II. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS 5-YEAR AGE GROUPS (cont.)

I. Descendants at the end of year 125

Age years	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			5.generation			6.generation			TOTAL		
	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	Males	Females
Total	43648	21467	22181	41093	20471	20623	29861	15196	14665	14602	7481	7122	2847	1461	1386	78	40	38	132129	66115	66014
105 -																					
106	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
100 -																					
104	5	1	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	1	5
95 - 99	49	11	39	5	1	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	55	12	43
90 - 94	228	61	167	51	14	37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	279	75	204
85 - 89	608	193	415	220	70	150	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	829	263	566
80 - 84	1108	409	699	567	210	357	5	2	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1680	621	1059
75 - 79	1591	656	935	1046	432	614	38	16	22	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2674	1104	1570
70 - 74	1979	883	1096	1546	690	855	139	63	77	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3664	1636	2028
65 - 69	2266	1068	1197	1986	937	1049	348	165	184	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4600	2170	2431
60 - 64	2460	1200	1260	2316	1130	1186	666	325	341	3	1	2	0	0	0	0	0	0	5446	2656	2789
55 - 59	2593	1289	1304	2536	1261	1275	1061	528	533	17	8	8	0	0	0	0	0	0	6207	3087	3121
50 - 54	2680	1348	1332	2666	1341	1325	1481	745	736	60	30	30	0	0	0	0	0	0	6887	3464	3423
45 - 49	2734	1383	1350	2737	1385	1352	1874	949	926	159	80	78	0	0	0	0	0	0	7503	3797	3706
40 - 44	2767	1405	1362	2774	1408	1365	2206	1120	1086	335	170	165	1	0	0	0	0	0	8083	4104	3979
35 - 39	2787	1419	1368	2795	1423	1372	2459	1252	1207	596	304	293	5	3	2	0	0	0	8642	4399	4243
30 - 34	2801	1429	1372	2808	1433	1376	2633	1343	1290	928	473	454	19	10	9	0	0	0	9188	4687	4501
25 - 29	2812	1437	1375	2819	1441	1379	2741	1401	1341	1299	664	635	57	29	28	0	0	0	9729	4971	4758
20 - 24	2823	1445	1378	2830	1449	1381	2804	1435	1368	1675	858	817	137	70	67	0	0	0	10269	5257	5011
15 - 19	2834	1453	1380	2841	1458	1384	2837	1455	1382	2021	1037	984	277	142	135	1	1	1	10811	5546	5265
10 - 14	2838	1457	1382	2846	1461	1385	2850	1463	1387	2307	1184	1123	488	250	237	6	3	3	11335	5818	5518
5 - 9	2841	1458	1382	2848	1462	1386	2855	1466	1390	2524	1296	1228	766	393	373	19	10	9	11854	6084	5769
0 - 4	2846	1462	1384	2854	1466	1388	2861	1469	1392	2679	1376	1303	1097	563	533	51	26	25	12387	6362	6026

TABLE II. PROJECTED NUMBER OF IMMIGRANT DESCENDANTS 5-YEAR AGE GROUPS (cont.)

J. Descendants at the end of year 150

Age	1.generation			2.generation			3.generation			4.generation			5.generation			6.generation			7.generation			TOTAL		
years	Total	Males	Females	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Total	M	F	Tot.	M	F	Total	Males	Females
Total	43677	21475	22203	43677	21496	22181	40131	20048	20084	28189	14356	13833	13008	6665	6343	2354	1208	1146	71	36	34	171108	85283	85824
105																								
106	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
100-																								
104	7	1	6	5	1	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	12	2	10
95 - 99	56	12	44	44	10	35	4	1	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	105	23	82
90 - 94	239	64	175	212	57	155	39	11	28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	490	132	359
85 - 89	616	196	421	582	185	397	171	55	117	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1370	435	935
80 - 84	1109	409	700	1086	401	685	459	170	289	7	3	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2661	983	1678
75 - 79	1591	656	935	1584	653	930	884	365	519	36	15	21	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4095	1690	2405
70 - 74	1979	883	1096	1981	884	1097	1360	608	752	116	52	64	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5436	2428	3009
65 - 69	2266	1068	1197	2272	1071	1200	1808	853	955	276	130	146	1	0	0	0	0	0	0	0	0	6622	3123	3499
60 - 64	2460	1200	1260	2467	1203	1264	2171	1059	1112	528	258	270	4	2	2	0	0	0	0	0	0	7631	3722	3909
55 - 59	2593	1289	1304	2600	1293	1307	2438	1212	1226	860	428	432	18	9	9	0	0	0	0	0	0	8509	4231	4278
50 - 54	2680	1348	1332	2687	1352	1336	2613	1314	1299	1239	623	616	54	27	27	0	0	0	0	0	0	9273	4664	4609
45 - 49	2734	1383	1350	2741	1387	1354	2715	1374	1341	1623	821	801	133	67	65	0	0	0	0	0	0	9945	5033	4913
40 - 44	2767	1405	1362	2774	1409	1366	2770	1407	1364	1973	1002	971	271	137	133	1	1	1	0	0	0	10557	5360	5196
35 - 39	2787	1419	1368	2795	1423	1372	2799	1425	1374	2265	1153	1112	479	244	235	6	3	3	0	0	0	11131	5667	5465
30 - 34	2801	1429	1372	2808	1433	1376	2815	1436	1379	2489	1270	1219	756	385	370	19	10	9	0	0	0	11687	5962	5725
25 - 29	2812	1437	1375	2819	1441	1379	2827	1444	1382	2646	1352	1294	1083	554	530	50	26	25	0	0	0	12238	6253	5985
20 - 24	2823	1445	1378	2830	1449	1381	2838	1453	1385	2749	1408	1342	1436	735	701	114	59	56	0	0	0	12791	6549	6242
15 - 19	2834	1453	1380	2841	1458	1384	2849	1461	1387	2813	1443	1370	1783	915	868	226	116	110	2	1	1	13347	6846	6500
10 - 14	2838	1457	1382	2846	1461	1385	2853	1464	1389	2843	1459	1384	2093	1074	1019	396	203	193	6	3	3	13876	7122	6755
5 - 9	2841	1458	1382	2848	1462	1386	2856	1466	1390	2857	1467	1391	2349	1206	1143	627	322	305	18	9	9	14396	7390	7007
0 - 4	2846	1462	1384	2854	1466	1388	2861	1469	1392	2867	1472	1395	2548	1309	1240	914	469	445	45	23	22	14935	7670	7265

Table III.A Population of immigrants and descendants. 5-year age groups
Annual immigration 1000 M+F ALL

Age	Immigration per 1000	Immigrant population									
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year 125	Year 150
Total	1000	3082	5243	11028	17271	30859	70053	109722	148536	187427	226408
0 - 4	137	434	696	1266	1765	2645	5204	7758	10292	12832	15379
5 - 9	73	240	469	1163	1732	2659	5189	7711	10232	12766	15309
10 - 14	53	167	297	765	1459	2525	4975	7488	10009	12544	15085
15 - 19	97	233	341	637	1105	2365	4769	7297	9825	12359	14894
20 - 24	215	587	858	1197	1492	2648	5068	7618	10146	12668	15190
25 - 29	208	665	1124	1978	2316	3074	5668	8228	10739	13242	15751
30 - 34	110	385	739	1858	2709	3338	5939	8464	10940	13426	15924
35 - 39	49	172	343	1079	2192	3372	5827	8277	10725	13199	15690
40 - 44	25	87	169	510	1240	3183	5467	7863	10307	12776	15249
45 - 49	13	45	86	254	590	2401	4951	7326	9775	12224	14665
50 - 54	7	24	43	128	292	1327	4247	6737	9159	11552	13938
55 - 59	7	21	35	77	159	636	3708	6135	8454	10747	13049
60 - 64	4	14	25	59	99	327	3273	5462	7604	9764	11950
65 - 69	2	7	14	37	69	178	2739	4627	6569	8570	10591
70 - 74	0	1	4	16	37	98	1794	3621	5333	7106	8878
75 - 79	0	0	0	3	14	54	825	2494	3971	5410	6831
80 - 84	0	0	0	0	3	23	294	1528	2566	3559	4539
85 - 89	0	0	0	0	0	6	91	768	1317	1854	2396
90 - 94	0	0	0	0	0	1	22	267	465	670	882
95 - 99	0	0	0	0	0	0	3	48	96	144	194
100 -104	0	0	0	0	0	0	0	4	10	16	22

Table III.B Population of immigrants and descendants. 5-year age groups
Annual immigration 1000 M+F MALES

Age	Immigration per 1000	Immigrant population									
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year100	Year 125	Year 150
Total	594	1823	3091	6455	10048	17766	39059	59046	78129	97256	116424
0 - 4	70	221	353	646	902	1354	2666	3980	5281	6585	7893
5 - 9	39	128	248	600	892	1367	2665	3960	5255	6556	7861
10 - 14	29	91	161	408	760	1307	2560	3854	5148	6449	7753
15 - 19	57	134	193	353	600	1243	2469	3772	5069	6369	7669
20 - 24	139	373	535	727	886	1481	2715	4025	5319	6610	7902
25 - 29	135	436	738	1270	1461	1864	3180	4493	5775	7055	8337
30 - 34	70	246	475	1209	1738	2085	3410	4703	5966	7234	8508
35 - 39	29	103	209	681	1410	2123	3380	4631	5877	7138	8405
40 - 44	14	50	99	306	773	2015	3200	4420	5660	6914	8170
45 - 49	6	21	43	140	344	1515	2924	4128	5367	6607	7842
50 - 54	2	9	17	59	153	801	2549	3797	5015	6219	7419
55 - 59	2	6	10	27	67	348	2229	3438	4592	5732	6876
60 - 64	2	5	8	18	33	155	1951	3028	4072	5126	6192
65 - 69	0	1	3	10	19	66	1600	2513	3429	4372	5325
70 - 74	0	0	0	2	8	27	1002	1902	2666	3457	4249
75 - 79	0	0	0	0	2	12	410	1257	1864	2457	3043
80 - 84	0	0	0	0	0	4	118	714	1098	1464	1826
85 - 89	0	0	0	0	0	1	27	320	496	666	838
90 - 94	0	0	0	0	0	0	4	97	152	207	264
95 - 99	0	0	0	0	0	0	0	14	26	36	47
100 -104	0	0	0	0	0	0	0	1	2	3	4

Table III.C Population of immigrants and descendants. 5-year age groups
Annual immigration 1000 M+F FEMALES

Age	Immigration per 1000	Immigrant population									
		Year 3	Year 5	Year 10	Year 15	Year 25	Year 50	Year 75	Year 100	Year 125	Year 150
Total	407	1259	2152	4573	7223	13093	30993	50676	70408	90171	109984
0 - 4	67	213	343	620	863	1291	2538	3779	5012	6247	7486
5 - 9	34	112	221	564	840	1291	2524	3750	4978	6211	7448
10 - 14	24	76	136	357	699	1218	2415	3634	4861	6095	7332
15 - 19	40	99	148	284	504	1123	2300	3525	4756	5990	7225
20 - 24	76	215	323	470	606	1168	2353	3593	4827	6057	7288
25 - 29	73	229	386	708	855	1210	2487	3736	4964	6188	7415
30 - 34	40	139	265	650	971	1253	2528	3761	4975	6192	7416
35 - 39	20	69	134	398	782	1249	2447	3646	4848	6061	7285
40 - 44	11	37	71	204	467	1168	2268	3444	4646	5861	7079
45 - 49	7	24	44	114	246	886	2026	3198	4408	5617	6823
50 - 54	5	15	26	69	138	526	1698	2940	4144	5333	6519
55 - 59	5	15	25	50	92	288	1479	2697	3863	5015	6173
60 - 64	3	9	17	41	66	172	1323	2434	3531	4638	5758
65 - 69	2	6	11	27	50	112	1140	2114	3141	4198	5266
70 - 74	0	1	4	14	29	71	792	1719	2667	3648	4630
75 - 79	0	0	0	3	12	42	415	1237	2108	2953	3787
80 - 84	0	0	0	0	3	19	175	814	1468	2095	2713
85 - 89	0	0	0	0	0	5	64	449	821	1188	1558
90 - 94	0	0	0	0	0	1	18	170	313	463	618
95 - 99	0	0	0	0	0	0	3	33	70	108	147
100 -104	0	0	0	0	0	0	0	3	8	13	18

Table IV. Life tables. Norway 1987

AGE	Males	Females	AGE	Males	Females	AGE	Males	Females
0	100000	100000	36	96356	98140	72	61391	79585
1	99082	99232	37	96214	98091	73	58541	77776
2	99010	99180	38	96059	98031	74	55586	75795
3	98951	99143	39	95908	97959	75	52527	73628
4	98903	99116	40	95739	97878	76	49432	71258
5	98860	99102	41	95544	97779	77	46237	68630
6	98824	99088	42	95333	97668	78	42873	65781
7	98796	99074	43	95093	97544	79	39517	62690
8	98773	99057	44	94815	97399	80	36080	59414
9	98754	99042	45	94536	97239	81	32672	55888
10	98739	99028	46	94245	97066	82	29253	52163
11	98723	99017	47	93929	96880	83	25949	48330
12	98705	99006	48	93588	96682	84	22817	44416
13	98687	98996	49	93213	96449	85	19745	40373
14	98667	98983	50	92779	96195	86	16827	36291
15	98646	98966	51	92268	95924	87	14187	32140
16	98606	98942	52	91696	95622	88	11811	28037
17	98545	98910	53	91077	95298	89	9666	23994
18	98461	98875	54	90378	94950	90	7743	20255
19	98348	98837	55	89605	94579	91	6101	16759
20	98224	98797	56	88786	94170	92	4692	13571
21	98097	98760	57	87913	93720	93	3544	10777
22	97968	98724	58	86954	93220	94	2611	8387
23	97847	98691	59	85910	92674	95	1855	6369
24	97727	98658	60	84777	92067	96	1272	4725
25	97613	98625	61	83523	91415	97	845	3389
26	97500	98589	62	82153	90730	98	543	2353
27	97388	98551	63	80648	89999	99	332	1573
28	97288	98514	64	79064	89225	100	215	1024
29	97184	98474	65	77375	88404	101	134	644
30	97074	98427	66	75565	87497	102	81	405
31	96969	98378	67	73587	86496	103	45	253
32	96860	98327	68	71483	85358	104	24	163
33	96745	98277	69	69220	84093	105	12	78
34	96624	98227	70	66754	82723	106	6	33
35	96492	98182	71	64123	81206	SUM	29300224	24015336

Table V. Birth rates.
Norway 1987, adjusted to reproduction level.

AGE	Births per 10000
44	62
43	123
42	184
41	255
40	323
39	391
38	461
37	530
36	615
35	700
34	785
33	869
32	955
31	1020
30	1084
29	1149
28	1214
27	1279
26	1248
25	1216
24	1184
23	1153
22	1121
21	933
20	745
19	558
18	370
17	182
16	121
15	61
SUM	20890

**Færre unge tilbakeflyttere til norske kommuner.
Vi følger to årskull født med ti års mellomrom**

av

Kjetil Sørlie

Innledning og sammendrag.

Stadig færre unge voksne viser tendens til å bosette seg i samme kommune som de vokste opp. I denne artikkelen sammenlignes ut- og tilbakeflytting gjennom aldersfasen 13-27 år for to årskull født med ti års mellomrom (født i 1951 og 1961). Landets 439 kommuner er i presentasjonen inndelt i fem omtrent jevnstore soner etter sentralitet. Resultatene er basert på gjennomsnitt for kommunene i hver av sonene. Datagrunnlaget er samtlige flyttemeldinger registrert for personer fra de to kullene for alle år i perioden 1964-1989.

Vi finner altså at samlet tall på tilbakeflyttere til norske kommuner har avtatt gjennom den første delen av voksenlivet. Det kommer imidlertid et økende antall tilbakeflyttere til kommunene i storbyregionene. Nedgangen er imidlertid sterk i periferikommunene og delvis også i by- og tettstedsområdene utenom Østlandet. Det er større nedgang for menn enn for kvinner gjennom denne fasen av livet. Det har sammenheng med at kvinner og menn har et ulikt mønster mht. når i livsløpet førstegangsutflytting og tilbakeflytting skjer. De største endringene kullene i mellom er å finne tidlig i livsløpet. En større del av kvinnene har for begge kull unnagjort mer ut- og tilbakeflytting enn menn på 27-årstrinnet, og faseforskjellene er derfor mer utjevnet for kvinner. Ulikhetene i aldersmønsteret for flytting har i høy grad å gjøre med aldersforskjellene mellom kvinner og menn ved inngåelse av samliv.

Tallet på tilbakeflyttere avhenger ellers av mye. I denne artikkelen har jeg dekomponert resultatforskjellene mellom 1951- og 1961-kullets forløp i hver sone i fire typer av bidrag. Det er betydningen av:

- endret oppvekstsmønster
- økende rekruttering til utdanning,
- redusert og forsinket førstegangsutflytting (økt bofasthet)
- redusert tilbakeflyttingsatferd blant utflyttere med ulik utdanningssituasjon på 19-årstrinnet

Den siste faktoren skiller mellom tre kategorier av utdanningsvalg, de som etter 19-årstrinnet ikke har mer enn 9-årig skole, de som har fullført videregående skole og stoppet der, og de som på dette trinnet har startet opp med høyere utdanning. Det er mye informasjon å hente ved også å splitte de siste på fagfelt, men det fører for langt å trekke det inn i denne artikkelen. Effekten av fagfelt blir forøvrig større noe senere i livsløpet enn gjennom den tidlige fasen jeg her konsentrerer meg om, men det er et poeng at valg av fagfelt avhenger av oppvekststed.

Jeg vil antakelig få forklart mer av endringen i tilbakeflyttingsatferden enn jeg gjør hvis jeg også trekker inn stedsmonsteret for førstegangsutflyttingen og fraværsvarehetene som eksplisitte variable. Dette er foreløpig ikke gjort. Varehetene er imidlertid sterkt korrelert med alder ved førstegangsflytting og forskyvninger i denne kullene i mellom. Mye fanges derfor inn i denne variabelen i analysen. Som vi skal se er endringer i førstegangsflyttingen naturlig nok en faktor av stor betydning for resultatene.

I analysen tar jeg hensyn til samspill mellom faktorene. Påvirkningen er modellert i den rekkefølgen hendene vanligvis opptrer langs livsløpet: oppvekststed, utdanningsvalg på 19-årstrinnet, førstegangsflytting, tilbakeflytting. Mye av endringene i tallet på tilbakeflyttere kan forklares med et sterkere sentralisert oppvekststedsmonster for barn født i det seneste kullet, og av samspill mellom økende bofasthet og økt utdanningsrekruttering fordi utdanningsflyttinger ikke registreres.

Av de grunner som er anført får økt rekruttering til utdanning ikke så stor betydning for tilbakeflyttingen i denne aldersfasen. Først i fasen som følger etter blir betydningen større. Det er først da de som tar lengst utdanning etablerer seg. Endringene i bosettingsmonsteret fester seg først noe senere i livet, og da som små systematiske forskjeller fra kull til kull for alle født etter 1945. Mye av dette skyldes nettopp økt rekruttering til utdanning.

Det er imidlertid endringene i stedsvalget blant nykommerne til norske kommuner, og ikke i tilbakeflyttingen, som blir mest påvirket lenger fram i livsløpet. Nyinnflyttingen er et tema jeg imidlertid ikke går inn på i denne artikkelen, her avgrenser jeg meg til tilbakeflyttingen. Når vi imidlertid skal studere nyinnflytting, er det viktig å skille nykommerne eksplisitt etter oppvekststed for hver tilflyttingsregion.

Data- og metodegrunnlag, opplegg og bearbeiding.

Sentrale definisjoner:

-
- * Bofaste er personer som ikke har meldt flytting ut av oppvekstkommunen innenfor fasen. Disse utgjør risikogruppe for førstegangsutflytting i hver kommune.
 - * Tilbakeflytterne er personer som en eller flere ganger har flyttet ut og tilbake av hjemkommunen i samme tidsrom. De er risikogruppe for videreflytting.
 - * Utflytterne utgjøres av dem som har forlatt kommunen de vokste opp ved en eller flere utflyttinger. Disse er risikogruppe for tilbakeflytting.
 - * Nykommerne eller nyinnflytterne er alle som bor i andre kommuner enn der de vokste opp. I den kommunen de til en hver tid bor representerer de risikogruppe for videreflytting.
-

Datakilde for analysen er flyttemeldingene fra Det sentrale Personregister i Norge (DSP) ordnet etter individ gjennom 25-årsperioden 1964-1989. Materialet inneholder alle personer som har vært bosatt i Norge i løpet av denne perioden, tilkoblet opplysninger om utdanning, yrke og ekteskapelig status fra folketellingene i 1960, 1970 og 1980 for dem som var til stede i landet på disse tidspunktene (Østby 1989, Lahn 1991).

Jeg ser i denne artikkelen bare på innenlandsk flytting. Det betyr at personer som døde eller utvandret i løpet av aldersfasen 13-27 år er holdt utenfor, det samme gjør vi med dem som har innvandret til landet i løpet av fasen. Flyttere som har bodd i utlandet i løpet av aldersfasen, men som er tilbake i landet som 27-åringer, er imidlertid med.

Analysen strukturerer de to årskullene etter bo- og flyttehistorie: Alle personer født i 1951 og 1961 som bodde i Norge ved begynnelsen og slutten av aldersfasen, er inndelt etter om de har vært bofaste, er tilbakeflyttere eller har forlatt kommunen de vokste opp i (bodde i som 13-åring). Tilsvarende fordeling mellom bofaste, tilbakeflyttere og nykommere i tilflyttingskommunene kommer også ut som resultat.

Når vi bare analyserer innenlandsk omfordeling er utflytterne og nykommerne identiske grupper, som representerer omfordelingen av befolkningen over livsløp. Innen fylte 40 år blir nesten 60 prosent av kvinnene og litt mer enn 45 prosent av mennene i dagens Norge rekruttert inn i gruppen av personer som varig bosetter seg utenfor hjemkommunen. Atferden for ulike grupper innen kommunene varierer sterkt. F.eks. er tendensen til videreflytting blant nykommere omtrent dobbelt så høy som for tilbakeflyttere, og i den mest flytteaktive fasen 3-5 ganger så høy som førstegangsutflyttingen.

Geografiske fordelinger av årskull etter bo- og flyttebakgrunn på denne måten varierer med kjønn, gjennomløpt aldersfase, periode, og ikke minst hvilke utgangs- og mottakerkommuner (eller andre typer av regioner) vi ser på. Flytteanalyse av data etter årskull og livsløp representerer en annen og historisk mer dyptgripende metodisk innretning enn tradisjonell tverrsnitts- og tidsserieundersøkelse. Årsaken er at vi bringer forhistoriene eksplisitt inn, og ikke minst at vi får tatt hensyn til at ulike årskull ofte kommer i systematisk utakt med hverandre over livsløpet pga. ulik periodepåvirkning i viktige livsfaser. Teoretisk baserer tankegangen seg mye på ideene til Hågerstrand (1969); med "eksistensen av kanaler som livsløpene kan følge i rommet" som forsøk på å oppsummere.

En egen diskusjon om fordeler og ulemper ved livsløpsanalyse og andre typer av flytteanalyse er gitt i Sørli (1992). Styrken ved denne form for livsløpsanalyse er ikke dybdeperspektivet, slik som ved mikroanalyse ellers (til det inneholder materialet for få bakgrunnsvariable). Styrken er tvert imot at vi tar hensyn til alle individuelle bevegelser i full bredde. Ved å betrakte de geografiske fordelingene og

omfordeling langs livsløpet for hele årskullet simultant, oppnår vi å kartlegge den enkeltes bidrag til bildene av helhet. Koblingene til andre hendelser i tid og rom blir på denne måten også bedre strukturert enn i de fleste andre analyser av flytting med ambisjoner om å være helhetlige - demografisk og/eller geografisk. Dette gjør denne type av livsløpsanalyse velegnet som foranalyse for intervjuundersøkelse, hvor vi ved hjelp av fordelinger etter bofaste, tilbakeflyttede, fraværende og nykommere kan sikre oss representativitet langs geografiske og historiske dimensjoner simultant. I Sørli (1992) presenteres en del historiske og geografiske fordelinger av denne type etter gjennomløp av forskjellige 25-årige aldersfaser gjennom hele perioden 1964-1989.

Regional inndeling.

Jeg bruker her en regional inndeling med fem jevnstore soner. Inndelingen framgår av tabell 1, som viser antall kommuner og prosentandelen av landets befolkning 1/1-1992 i hver sone. Den egner som grunnlag for videre oppdeling for eventuelt å forfølge noen kommuner eller grupper av kommuner med forskjellig sentralitet og beliggenhet i mer detaljerte analyser videre (se f.eks. tabellene i "Program og sammanfattning av oppsatser", 10e Nordiska Demografiska Symposiet, side 47-48).

Tabell 1. Landets kommuner inndelt i fem soner. Antall kommuner og befolkningsandel 1/1-1992.

Sone	An- tall	Pro- sent
Riket	439	100
1. De fire store byene	4	22
2. Omlandskommuner til storbyene	63	21
3. Andre by- og tettstedsnære kommuner på Østlandet	54	18
4. Andre by- og tettstedsnære kommuner ellers	78	20
5. Perifere kommuner	240	19

Inndelingen er basert på en klassifisering av kommunene etter sentralitet (Statistisk sentralbyrå 1985). Etter denne er kommunene i sone 1 og 2 klassifisert med høyeste grad av sentralitet (kode 3). Dette er kommuner innenfor en times reiseavstand fra en av de fire største byene. Sone 3 og 4

består av alle kommuner klassifisert med sentralitetskode 2 og 1. Dette er by- og tettstedskommuner med hhv. 10000-50000 og 5000-10000 innbyggere, og omegnskommuner med en reiseavstand på hhv. 60 og 45 minutter fra slike. I tillegg er sju kommuner i Kristiansand-regionen, klassifisert med sentralitetskode 3, også plassert i sone 4. Sone 5 består av alle perifere kommuner i landet, som har sentralitetskode 0. Dette er alle kommuner med lenger reiseavstand enn 45 minutter til nærmeste tettsted med minst 5000 innbyggere. For å spare plass bruker jeg sonenumre i tabell 2-5, og delvis også i kommentarene.

Færre unge tilbakeflyttere i 1961-kullet. Hovedoversikt.

Fra 1951-kullet har jeg fulgt 29498 menn og 27436 kvinner gjennom perioden 1964-1978, og fra 1961-kullet 30570 menn og 29083 kvinner gjennom perioden 1974-1988. Jeg har også fulgt noen flere kull gjennom samme fase for å støtte opp konklusjonene, men trekker ikke det inn. Siden 1951-kullet er mindre enn 1961-kullet, blir det noen flere potensielle tilbakeflyttere blant de siste. Effekten av ulik kullstørrelse ser vi for enkelhets skyld på som en del av vridningene i oppvekststedsmønsteret. For en beskrivelse av metoder som generelt er egnet til å kontrollere for ulike kullstørrelser, endret regional fordeling, endret aldersfordeling osv. i analyse av denne type henvises til Foss og Sørli (1989).

Tabell 2. Antall tilbakeflyttere på 27-årstrinnet av personer flyttet ut etter 13-årsalder. To nabokull født med ti års mellomrom, fem geografiske soner. Endring (%)

Årskull:	M E N N				K V I N N E R			
	1951	1961	Endring (%)		1951	1961	Endring (%)	
Riket	4497	3786	-711	(-16)	4943	4733	-210	(- 4)
Sone 1	689	736	+ 47	(+7)	846	798	-48	(- 6)
Sone 2	724	766	+ 42	(+6)	801	979	+178	(+22)
Sone 3	792	789	- 3	(0)	939	960	+ 21	(+ 2)
Sone 4	984	732	-252	(-26)	1129	1068	- 61	(- 5)
Sone 5	1308	763	-545	(-42)	1228	928	-300	(-24)

Tabell 2 viser antall tilbakeflyttere i oppvekstkommunene på 27-årstrinnet i hver sone for hvert av de to kullene. Gjennom

denne ungdoms- og tidlig voksenalderen reduseres tallet på tilbakeflyttere sterkest for menn. Ulik aldersfasing av flytting kjønnene i mellom spiller inn. Men til tross for en nedgang totalt, er det økning i tallet på tilbakeflyttere til storbyområdene, spesielt omegnskommunene (sone 2). Mer enn hele totalnedgangen kan for begge kjønn stedfestes til de perifere kommunene og til de mellomsentrale kommunene utenfor Østlandet (sone 5 og 4).

Faktorenes innbyrdes medvirkning til redusert tilbakeflytting.

Tabell 3a og 3b viser de absolutte endringene i tabell 2 i hver sone dekomponert i enkeltbidrag fra hver av de nevnte faktorene. Redusert førstegangsutflytting og økt bofasthet er samme fenomen, jeg bruker disse betegnelsene derfor litt om hverandre i fortsettelsen. Endringsbidragene til høyre i tabell 3, de som skriver seg fra endret atferd, representerer endring med årsak i andre typer faktorer enn de vi kontrollerer for, innenfor hver av utdanningsgruppene. Det er disse det gjenstår å finne forklaring på ved videre analyse av materialet. Et stykke på denne veien kommer vi allerede her, ved at ulike utdanningsvalg, spesielt for kvinner, viser seg å slå ut i systematisk ulik atferdsendring.

Tabell 3 viser at størrelsesforhold og fortegn for endringene i tilbakeflyttertallene ikke i særlig grad motsvares av tilsvarende endring i atferd. Det ligger her dynamiske sammenhenger under som tilslører sammenhengene, slik at statistikken blir umulig å tolke direkte. Vi nøster imidlertid opp kompleksiteten med metoder, f.eks. av den type vi her har brukt, for å finne betydningen av hendinger og handlinger som finner sted tidligere i livet. Ved å trekke inn stadig flere faktorer i analyseplanen kan vi ha håp om å få en stadig større del av atferdsendringene forklart. Som jeg kommer tilbake til vil jeg senere trekke inn betydning av tidlig samlivsinngåelse, som jeg tror påvirker en del av de resultatene jeg har fått. Dekomponeringsalgoritmen er rent teknisk beskrevet i Appendiks.

Tabell 3a. Endring i tallet på tilbakeflyttere til norske kommuner etter gjennomløp av aldersfasen 13-27 år. Kvinner og menn født i 1961 sammenlignet med kullet født i 1951. Endringsbidrag fra fire ulike faktorer. Fem geografiske soner.

MENN		BIDRAG SOM SKRIVER SEG FRA:						
SONE	SAMLET ENDR. TALL	Endret oppvekst-steds-mønster	Endret ut-dann-søkning	Økende bofast-het	ENDR. TILBAKEFL. ATFERD			
					I alt	UTDANNINGSVALG		
						7-9	10-12	Mer
Riket	-711	+139	+104	-579	-375	+ 45	-164	-256
1	+ 47	+ 15	- 4	- 55	+ 91	+ 35	+45	+ 11
2	+ 42	+169	+ 18	- 46	- 99	+ 10	-50	- 59
3	- 3	+ 34	+ 4	- 58	+ 17	+ 15	-13	+ 15
4	-252	+ 71	+ 25	-160	-188	- 3	-88	- 97
5	-545	-150	+ 61	-260	-196	- 12	-58	-126

Tabell 3b. Endring i tallet på tilbakeflyttere til norske kommuner etter gjennomløp av aldersfasen 13-27 år. Kvinner og menn født i 1961 sammenlignet med kullet født i 1951. Endringsbidrag fra fire ulike faktorer. Fem geografiske soner.

KVINNER		BIDRAG SOM SKRIVER SEG FRA:						
SONE	SAMLET ENDR. TALL	Endret oppvekst-steds-mønster	Endret ut-dann-søkning	Økende bofast-het	ENDR. TILBAKEFL. ATFERD			
					I alt	UTDANNINGSVALG		
						7-9	10-12	Mer
Riket	-210	+304	- 20	-428	- 66	+36	-117	+15
1	- 48	+ 36	- 16	-106	+ 38	+ 6	+12	+20
2	+178	+221	- 21	- 34	+ 12	+ 4	-30	+38
3	+ 21	+ 26	+ 21	- 32	+ 6	+39	-16	-17
4	- 61	+124	- 3	-111	- 71	-19	-39	-13
5	-300	-103	- 1	-145	- 51	+ 6	-44	-13

Tabell 3 (både a og b) viser at endringstallene totalt for sone 1 og 2 kan være misvisende for de bakenforliggende endringene i tilbakeflyttingsatferd. Til tross for at tilbakeflytterne til sone 2 har økt i antall, er tendensen til å flytte tilbake til omlandskommunene rundt de store byene likevel avtakende for menn, og for kvinner nærmest uendret. Tilsvarende skjevhet i motsatt retning ser vi gjelde kvinner vokst opp i storbykommuner (sone 1). Her er tilbakeflyttingsatferden økende, mens det faktiske tallet på kvinnelige tilbakeflyttere har gått ned. Også menn flytter tilbake til sine

storbykommuner med sterkere økning i tendens enn det økningen i tallet av tilbakeflyttere skulle tilsi (91 mot 47).

Det er imidlertid bare storbykjernene som viser en klar tendens til økende tilbakeflytteratferd for begge kjønn, men også i sone 3 gir atferdsendringene i sum positive bidrag. Tendensen til tilbakeflytting øker både for menn og kvinner som på 19-årstrinnet fortsatt bare hadde 9-årig skole. Dette skyldes seleksjon ved at færre fra 1961-kullet er blitt stående på dette trinnet. Unntaket er sone 4 og delvis sone 5, hvor seleksjonen ikke kommer. Kan det skyldes annen nærings-sammensetning? Eller har det med arbeidsledighet å gjøre?

Blant dem som har stoppet ved 12-årig skole er det svekket tilbakeflytting til alle soner unntatt de fire store byene. Det gjelder begge kjønn. Blant personer som velger å starte på høyere utdanningrett etter videregående er det økende tendens til tilbakeflytting mot storbystrøk (sone 1 og 2), og avtakende til distriktskommuner og bystrøk utenfor Østlandet. For kvinner er de fleste endringsbidrag som følge av endring i tendens større for menn enn for kvinner - altså i tråd med forskjellene totalt (tabell 2).

Betydning av endret oppvekststedsmonster.

Årskullene født i 1951 og 1961 er født og vokst opp med nokså ulike bosettingsmønstre. Dette har betydning for hvor de potensielle tilbakeflytterne fra kullene blir å finne. I tillegg er 1961-kullet litt større, det skaper noen flere potensielle flyttere totalt. Den samlede effekt av dette og endret oppvekststedsmonster framgår av første faktorkolonne i tabell 3.

De sonene slik geografisk vridning spesielt har betydning for er sonene 2, 4 og 5. I 1961-kullet er 25 prosent flere barn vokst opp i omlandskommuner til storbyene (sone 2), 9 prosent flere i by- og tettstedsstrøk utenfor Østlandet (sone 4), mens 9 prosent færre har vokst opp i de perifere kommunene samlet (sone 5). I sone 1 og 3 har det vært en barnetallsvekst på 3-4 prosent. Økningen i kullstørrelsen nasjonalt er bare litt høyere, litt under 5 prosent. Det er altså bare sone 2 og 4

som har økt sin relative oppvekstandel fra det ene av barnekullene til det andre.

All økning i tallet på tilbakeflyttere til omlandskommunene rundt storbyene (sone 2) og mer til kan forklares ut fra denne vridningen. Nedgangen i tallet på tilbakeflyttere i sone 4 motvirkes derimot av fenomenet, mens omtrent 30 prosent av nedgangen i tallet på tilbakeflyttere til periferikommunene kan forklares av endring i oppvekststeds mønstret. Når vi har tatt hensyn til dette, oppdager vi at det gjenstående av nedgangen i sone 4 og 5 kommer mer på linje med hverandre, noe som også framgår av atferdsendringens sumkolonner (tabell 3).

Betydning av økt rekruttering til utdanning.

Langt flere fra 1961-kullet enn blant forgjengerne tok videregående skole, og langt flere blant disse igjen startet opp med høyere utdanning etterpå. Tabell 4 viser utdanningsfordelingene for hvert kjønn på 19-årstrinnet. Fordelingene er hentet fra Folketellingen i hhv. 1970 og 1980 for de to årskullene.

Tabell 4. Fordeling mellom fullført og påbegynt utdanning på 19-årstrinnet for personer født i 1951 og 1961. Prosent i hver geografisk sone. Menn og kvinner.

MENN	FØDT 1951					FØDT 1961				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Sone:										
Maks. 9-årig skole	32	39	37	34	41	25	26	26	25	27
Maks. 12-årig skole	46	33	36	39	29	39	31	26	30	23
Mer utdanning påbegynt	22	28	27	27	30	36	43	48	45	50

KVINNER	FØDT 1951					FØDT 1961				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Sone:										
Maks. 9-årig skole	31	36	37	34	41	21	19	21	18	17
Maks. 12-årig skole	50	40	42	45	35	47	42	37	44	39
Mer utdanning påbegynt	19	24	21	21	24	32	39	42	38	44

Vi ser det har vært en kraftig økning i andelen som starter opp med utdanning etter fullført videregående skole. Det faktum at de fleste av dem som starter opp utdanning på dette trinnet imidlertid ikke melder flytting i forbindelse med utdanningen, fører til at de sterke vridningene som vises i

tabell 4 i løpet av den tidlige voksenalderen ikke får så høy effekt på tilbakeflyttingen som man kanskje skulle tro. De fleste melder imidlertid flytting, men ikke før utdanningen går mot slutten eller de er ferdige. Da kommer også effekten.

I følge tabell 3a og 3b har endret utdanningsvalg motsatt virkning på tilbakeflyttertallene for hhv. menn og kvinner (med unntak av i storbyene). Det kan umiddelbart virke overraskende at de fleste soner får økt tilbakeflytting av menn som har startet med høy utdanning tidlig. Men egentlig er ikke dette så merkelig hvis vi trekker inn de alternative gjøremålene til å starte utdanning da. Økt utdanning har nemlig en tendens til å forskyve både yrkesoppstart og samlivsinngåelse utover i livsløpet. Det utdanningsvalget som i alle soner unntatt storbyene fører til både høyest tendens til førstegangsflytting og lavest til tilbakeflytting, er for begge kjønn og årskull dem som fullfører videregående skole, men som ikke starter med høyere utdanning umiddelbart (se tabell 5, som kommenteres senere). Og disse er det etterhvert blitt færre av, spesielt blant menn (tabell 4). Men hvorfor er det slike atferdsforskjeller mellom gruppene som tabell 5 viser?

Flyttere med videregående skole som ikke fortsetter med utdanning direkte, er ofte personer som enten gifter seg tidlig eller kommer tidlig i arbeid, eller begge deler. Både ekteskapsinngåelse og jobbstart medfører ofte flytting som må registreres. Tidlig flytting og familieetablering gjør ofte tilbakeflytting mindre aktuelt, sammenlignet med personer som bruker mer tid på søking og læring i ungdomsfasen. Vi ser av tabell 5 at det forøvrig er lav tilbakeflytting i utdanningsgruppen i sterkere grad enn høy førstegangsflytting som gir fenomenet forklaringskraft.

Ekteskapsinngåelse er forøvrig et avtakende motiv blant førstegangsflytterne til fordel for utdanning, og dette bidrar altså til økt tilbakeflytting blant utflytterne samlet, fra nyere årskull. Tallene som framkommer i kolonnen for endret utdanningssøkning i tabell 3 er imidlertid verken store eller entydige. Kjønnforskjellene kan antakelig bare tilskrives den svakere nedgangen i gruppen av mellomutdannede på 19-års-

trinnet blant kvinner. For jenter vokst opp i de fleste soner (landsdelssentra på Østlandet er unntaket) slår endret utdanningsrekruttering ut i svak redusert tilbakeflytting - slik det i utgangspunktet var naturlig å tenke seg. Antakelig motvirker de to effektene hverandre i alle grupper gjennom den tidlige voksefasen opp mot 27 år.

Derfor burde jeg ha trukket inn ekteskapelig status på samme tidlige alderstrinn (eller litt senere, men avhengigheten av folketellingstidspunktene tillater ikke det) i analysen for å kontrollere for dette. Det rakk jeg imidlertid ikke i denne omgang. Når jeg senere gjør det, regner med bedre å få kontrollert for dette både mht. betydningen av endret utdanningsrekruttering og i samspillet med førstegangsutflytting.

Redusert førstegangsutflytting (økende bofasthet).

Tabell 5 viser sannsynligheten for å ha gjort første utflytting fra hjemkommunen - etter kjønn, sone og utdanning - i løpet av aldersfasen. Videre viser den sannsynligheten for også å ha flyttet tilbake igjen innen fasen, gitt at førstegangsutflytting altså er skjedd. Betydningen av kullforskjellene i den andre av disse sannsynlighetene samsvarer med de tilhørende atferdskomponentene i tabell 3. Foruten å representere grunnlagsinformasjonen til dekomponeringsanalysen viser tabell 5 også gjennomsnittlige nivåforskjeller mellom geografiske soner, utdanning og kjønn i tendensene til førstegangsutflytting fra og tilbakeflytting til oppvekstkommune. Sannsynligheten for å forbli bofast gjennom hele aldersfasen er den komplementære av sannsynligheten for førstegangsutflytting.

Nivåforskjellene i atferdsratene i tabell 5 er av flere typer. Det går et markert skille mellom sone 1 og 5, med de øvrige sonene liggende nærmere landsgjennomsnittene. Det gjelder begge målene, for begge kjønn og begge årskull. Alle parvise forskjeller mellom de to årskullene korresponderer med endringene i absolutte tall som vi presenterte i tabell 3.

Tabell 5. Sannsynligheten for å flytte ut av oppvekstkommunen for første gang og sannsynligheten for å flytte tilbake i løpet av aldersfasen 13-27 år, gitt at førstegangsutflyttingen har funnet sted i fasen. Kvinner og menn født i 1951 og 1961 etter utdanningsvalg på 19-årstrinnet. Prosent.

SONE OG UTD.VALG	SANNSYNLIGHET FOR FØRSTEGANGSUTFLYTTING				SANNSYNLIGHET FOR TILBAKE- FLYTTING, GITT UTFLYTTING			
	Menn		Kvinner		Menn		Kvinner	
	1951	1961	1951	1961	1951	1961	1951	1961
Riket	55	48	73	66	27	26	25	25
* 7-9 år	51	44	70	65	30	30	27	28
* 10-12 år	62	57	75	69	23	20	22	21
* Mer	52	44	71	63	32	28	26	27
Sone 1	41	37	53	46	30	35	31	32
* 7-9 år	38	38	48	50	32	37	34	33
* 10-12 år	45	38	57	47	29	35	30	31
* Mer	36	36	50	43	32	33	28	31
Sone 2	55	52	73	70	26	24	24	24
* 7-9 år	53	51	71	70	26	27	27	27
* 10-12 år	63	60	77	73	23	18	22	20
* Mer	49	46	68	66	33	28	25	28
Sone 3	58	54	74	72	26	27	26	26
* 7-9 år	55	51	69	71	32	33	28	31
* 10-12 år	65	66	78	78	19	18	23	21
* Mer	53	48	72	66	30	31	30	29
Sone 4	55	46	73	67	29	24	27	25
* 7-9 år	47	38	70	64	31	31	31	28
* 10-12 år	67	61	77	72	23	16	23	21
* Mer	48	40	69	61	37	28	31	30
Sone 5	64	52	85	75	27	22	20	19
* 7-9 år	58	46	82	71	29	27	23	23
* 10-12 år	72	66	89	79	20	14	17	15
* Mer	64	48	85	73	32	24	22	22

Mellom soner og kjønn er det stor variasjon, spesielt i tendensene til å foreta førstegangsutflytting. Høyest gjennomsnittlig førstegangsutflytting finner vi hos kvinner født i 1951, vokst opp i de perifere kommunene, blant dem med videregående skole som ikke umiddelbart starter med mer. Her har 89 prosent flyttet ut for første gang i løpet av fasen, bare 11 prosent er altså forblitt bofaste. Motsatsen til dette er førstegangsutflyttingen på 36 prosent for menn født i 1961, vokst opp i storbyene, som har startet på høyere utdanning. 64

prosent av disse var altså fortsatte bofaste i hjembyen sin da de fylte 27 år.

Variasjonen i tendensen til tilbakeflytting blant dem som er flyttet ut, er noe mindre enn for førstegangsutflyttingen. I gjennomsnitt kommer omtrent hver fjerde utflytter tilbake til utgangskommunen for begge kjønn og årskull. Det er imidlertid på dette punktet personene med 10-12 års utdanning som nevnt skiller seg sterkest ut. Laveste tilbakeflytting finner vi blant personer av begge kjønn med denne type utdanningen, vokst opp i periferikommuner født i 1961. Flytterne har her hhv. 14 og 15 prosent sannsynlighet for å flytte tilbake, gitt at de først har flyttet ut.

Ikke i noen gruppe etter kjønn, årskull, sone og utdanningsgruppe er tilbakeflyttingsprosenten over 40 prosent, og det er stort sett bare storbyene som har klart å trekke så mange som tredjeparten tilbake av dem som har flyttet ut.

Oppsummering.

I denne artikkelen har vi diskutert geografisk variasjon og årsaker til at det er og kommer færre unge tilbakeflyttere til norske kommuner på 1980-tallet enn det gjorde gjennom tiåret før. Det kommer imidlertid noen flere tilbakeflyttere til kommuner i sentrale strøk, og færre til kommuner utenfor disse strøkene. Det er bare i de fire store byene at det er en klar tendens til økning i tilbakeflytteratferden, her skjer det uavhengig av utdanningsvalg.

Den regionaldemografiske utviklingen i seg selv påvirker hvor potensielle tilbakeflyttere over tid blir å finne. Det finner fortløpende sted en sentralisering av oppvekststedsmønstret for barn, som både reduserer en del av førstegangsflyttingen, og fører til at det blir flere tilbakeflyttere i sentrale strøk og færre i perifere strøk. Vi har i denne artikkelen analysert og tallfestet betydning av dette, basert på all registrert flytting over kommunegrenser for to årskull født med ti års mellomrom gjennom en periode på 25 år (1964-1989).

Resultatene er summert sammen i fem geografiske soner etter sentralitet. Over alt registrerer vi høyere tendens til bofasthet gjennom aldersfasen 13-27 år for 1961-kullet, sammenlignet med 1951-kullet. Mye av dette har med økt utdanning blant ungdom å gjøre, i kombinasjon med at utdanningsflyttinger ikke registreres. Men selv blant personer som ikke tar utdanning utover 9-årig skole har bofastheten i alle soner økt. Til forskjell fra dem som tar mer utdanning, viser imidlertid de som stopper skolegangen økt tendens til tilbakeflytting de fleste steder, spesielt blant jenter, det siste av kullene sett i forhold til det første.

Det ligger antakelig en seleksjonseffekt under her, fordi en betydelig lavere andel av 1961-kullet blir stående uten videre skolegang enn det vi så blant forgjengerne. Vridning i utdanningssøkning har imidlertid ikke noen stor generell effekt, og vridningen fører til økte tilbakeflyttertall for menn. Siden utdanningsflytting ikke registreres, blir førstegangsutflyttingen større blant personer, spesielt jenter, som i stedet for å starte opp utdanning går tidlig inn i familie og samliv. Det gjenstår imidlertid å trekke inn betydning av endret tendens til samlivsinngåelse på tidlig trinn i livet.

Personer med videregående skole som venter med å ta høyere utdanning er oftere enn andre blant dem som starter voksenlivet med yrkesoppstart og/eller samlivsinngåelse. Disse har også tendens til lavere tilbakeflytting til hjemkommune enn andre i tidlig voksenalder. Dette fører til at økt utdanning i befolkningen på bekostning av tidlig familieetablering faktisk virker til økt tilbakeflytting i denne fasen. I senere livsfase, når flertallet fra årskullet er etablert både med endelig utdanning, familie og arbeid, virker høy utdanning i retning av avtakende tendens til tilbakeflytting i alle soner utenom til de store byene.

LITTERATUR

- Foss, Olaf og Sørli, Kjetil (1989): "Regionaldemografiske endringsprosesser i Norge studert ved hjelp av dekomponering og livsløpsanalyse". Tidsskrift for samfunnsforskning 1989, nr. 5-6.
- Hågerstrand, Torsten (1969): "On the Definition of Migration". Särtryck från Lunds Universitets Geografiska Institution. Avhandlingar 45. Lund.
- Lahn, Jannecke (1991): "Notat om oppbygging av en flyttefil i prosjektet Individets flyttinger i et livsløpsperspektiv". Upublisert notat, juli 1991. Statistisk sentralbyrå.
- Statistisk sentralbyrå (1985): "Standard for kommune-klassifisering". Standarder for norsk statistikk 4.
- Sørli, Kjetil (1992): "Analyse av flytting og bosetting i livsløpsperspektiv". I "Mennesker og modeller" redigert av Ljones, Moen, Østby. SØS 78. Statistisk Sentralbyrå.
- Østby, Lars (1989): "Migration in a life cycle perspective". In Borgegård (ed): "Migration Theory and Methods as Useful Tools in the Planning Process". Research Report SB:36. The National Swedish Institute for Building Research.

APPENDIX: THE DECOMPOSITION METHOD

We use a Taylor formula to decompose the difference between two product levels, each composed by 4 multiplicative factors. These leave their effect during a specified phase in the life course, we focus at two birth cohorts. The interaction between the factors have impact along the life course order. When enumerating the factors in this order, we then decompose the level difference between the two cohorts as the sum of subcomponents for men and women respectively, by (2)-(6).

The product composition:

$$(1) \quad R(z,e) = L(z) \, v(z,e) \, m(z,e) \, r(z,e)$$

$R(z,e)$: The number of returnmovers to a municipality of zone z with education selection e at age 19

$L(z)$: The number of children at age 13 living in a municipality of zone z

$v(z,e)$ The part of the children of zone z who select education state e , reaching the age 19

$m(z,e)$ The probability to move out from a municipality of zone z for a first time during the age phase 13-27, selected education e at age 19

$r(z,e)$ The probability to return to zone z during the age phase, when first having migrated and selected education state e at age 19

The changes decomposed by single elements (given z,e); denoting the product and factor differences with dR, dL, dv, dm, dr ; to be summed up, are respectively given in this scheme:

	1st order	2nd order	3rd and 4th order
(2) $(R+dR) - R =$			
(3)	$+ dL \, v \, m \, r$		
(4)	$+ dv \, L \, m \, r$	$+ dv \, dL \, m \, r$	
(5)	$+ dm \, L \, v \, r$	$+ dm \, dL \, v \, r$ $+ dm \, dv \, L \, r$	$+ dm \, dL \, dv \, r$
(6)	$+ dr \, L \, v \, m$	$+ dr \, dL \, v \, m$ $+ dr \, dv \, L \, m$ $+ dr \, dm \, L \, v$	$+ dr \, dL \, dv \, m$ $+ dr \, dL \, dm \, v$ $+ dr \, dv \, dm \, L$ $+ dr \, dv \, dm \, dL$

The expressions (3)-(6) contents the decomposed contributions from each of the four factors to the product difference. The impact of changed pattern of the places to grow up is not influenced by changes in proceeded occurrences, the impact of changed education selection is influenced by but the preceded ones. The probability to return is influenced by all the tree preceded factors of the course.

The expressions of type (3)-(6) are to be summed up by zone (z) and selection of education (e), if we want to estimate the factor contributions of the completed national change. I have cumulated the effect of education distribution (summing by e) with respect to three preceding factors. With respect to the fourth, the behaviour; the probability to return the municipality grown up, I specify the contribution of each education selection category to the total result.

Flytting fra foreldrehjemmet¹

av

Inger Texmon

¹ Professor Jan M. Hoem og forsker Øystein Kravdal har gitt verdifulle råd.

Sammendrag

Av norsk ungdom født i de to første tiår etter annen verdenskrig hadde halvparten av kvinnene flyttet hjemmefra rundt 20 års alder, mens halvparten av mennene hadde flyttet ut da de var mellom 21 og 22 år gamle. Dette framkommer gjennom analyse av familie- og yrkesundersøkelsen 1988 der kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968 og menn født 1945 og 1960 er intervjuet. En del flytting skjedde så tidlig som i 14-15-årsalderen, både blant gutter og jenter, og særlig blant de eldste som er intervjuet. Kvinnene født i 1955 og 1960 flyttet ut noe tidligere enn de eldste kvinnene i undersøkelsen, mens de yngste igjen flyttet noe senere hjemmefra. De to mannskohortene hadde samme medianalder for flytting hjemmefra, men ulikt aldersmønster. Forskjellene i kohortenes aldersmønster var mindre uttalte for kvinnene i undersøkelsen.

Jenter fra utkantstrøk har flyttet tidligere hjemmefra enn jenter med oppvekst i eller nær de største byene. De regionale forskjellene i guttenes utflytting var små, men for dem var sosioøkonomisk bakgrunn mer utslagsgivende. Gutter med bakgrunn i primærnæringene hadde minst tilbøyelighet til å flytte ut, mens funksjonærsønnene flyttet tidligere hjemmefra enn arbeidersonnene. Sosioøkonomisk bakgrunn har betydd mindre for kvinnes utflytting. For begge kjønn var det tendens til tidligere flytting fra oppveksthjemmet med økende antall søsken.

Religiøs aktivitet bidrar lite til å forklare den flytteatferden som er registrert, for menn ikke i det hele tatt. Tidlig seksuell erfaring framskynder oppbruddet hjemmefra for jenter. At ungdom med høyt utdanningsnivå hadde større tilbøyelighet til å flytte ut enn jevnaldrende med lavere utdanning, var særlig tydelig blant mennene i undersøkelsen. Avgjørende betydning for flytteatferden hadde det også å ha kommet i arbeid, men flyttebetydeligheten økte ikke med antall år i arbeidslivet. Når menn hadde høy månedsinntekt, økte risikoen for flytting, men det var ingen effekt av kumulert inntekt.

Utdanning har etter hvert blitt noe viktigere som flytteårsak enn arbeid, og samboerforholdene har overtatt for ekteskapene som flyttegrunn mellom 1945- og 1960-kullene av begge kjønn. For menn er det en noe høyere andel blant de yngste som har flyttet hjemmefra uten at det falt sammen med noen av disse begivenhetene. For om lag én av tre skjedde utflyttingen samtidig med start av første samliv, og denne andelen har økt svakt for begge kjønn. Forskyvningene mellom de tre jevnstore hovedgruppene arbeid eller utdanning, samliv og andre årsaker var alt i alt små.

1. Innledning

Oppbruddet fra foreldrehjemmet er for de fleste unge mennesker det første skrittet på vei mot egen familiedannelse og er en milepel i utviklingen mot modenhet og selvstendighet. Også foreldrenes liv gjennomgår en vesentlig endring ved barnas utflytting. Fra samfunnsplanleggeres synsvinkel er ungdoms flytting fra oppveksthjemmet av interesse, fordi den er en av faktorene som bestemmer husholdssammensetningen i samfunnet og påvirker både boligbehov og forbruksmønsteret for øvrig. Å kjenne nivået og utviklingstrekkene i ungdoms flytting hjemmefra er en viktig forutsetning for å kunne anslå framtidig husholdningsstruktur.

I intervjuer med norske tenåringer var et flertall av 18-åringene opptatt av mulighetene for å flytte hjemmefra (Grue, 1987). Kunnskap om flytting hjemmefra kan avdekke om stadig flere likevel blir boende i foreldrehjemmet til de er langt oppe i 20-årene på grunn av høye etableringskostnader. Om stadig flere utsetter flytting hjemmefra, kan det også forklares med økt boligstandard i foreldrehjemmene, at dagens foreldregenerasjon utøver mindre kontroll og at det er bedre regional spredning av utdanningstilbudene.

Når de unge flytter, er det ofte et resultat av deres egne ønsker, men de faktiske mulighetene for arbeid og utdanning kan også være avgjørende. Særlig i perioden før 1970, da den niårige obligatoriske grunnskolen enda ikke var fullt ut etablert i Norge (Severeide, 1989), var det ikke uvanlig at ungdom fra utkantstrøk startet sin hybeltilværelse i 14-årsalderen enten de fortsatte skolegang utenfor hjemstedet eller skaffet seg arbeid. For mange medførte dette en mer brå overgang til voksenlivet enn det de selv ønsket.

Mye av forskningen om flytting hjemmefra går ut på å kartlegge de faktorer som ungdom selv rapporterer som utslagsgivende i prosessen mot å etablere seg på egenhånd. Blant annet har de Jong Gierveld (1990), Young (1987) og Goldscheider og Goldscheider (1989) gjennomført studier av datamateriale som har vært opprettet spesielt for dette formålet eller som har vært særlig velegnet.

1.1. Norske kilder til kunnskap om flytting hjemmefra

Flyttingen hjemmefra dekkes dårlig gjennom de norske registerdata. Til det sentrale personregisteret gis det normalt melding når personer som er i arbeid flytter eller når flyttingen skjer i forbindelse med kjøp av bolig, inngåelse av ekteskap, og for barn ved flytting sammen med familien. Bare når flyttingen fra foreldrehjemmet skjer ved ekteskapsinngåelse eller når den unge er i arbeid blir den registrert. Fordi mange flytter mens de er i utdanningssituasjon og en økende andel av de som flytter til et parforhold velger samboerforhold, blir registreringen stadig mer mangelfull.

Kunnskap om flytting hjemmefra må derfor søkes gjennom andre kilder, først og fremst intervjuundersøkelser. I Norge er det ikke gjennomført noen egen intervjuundersøkelse med flytting hjemmefra som sentralt tema. Derimot finnes det enkelte opplysninger om flytting hjemmefra i en rekke av Statistisk sentralbyrås intervjuundersøkelser etter 1980. Levekårsundersøkelsene 1980, 1983, 1987 og 1991 hadde svaralternativet "bor sammen med" under spørsmål om kontakthypighet med foreldrene. I levekårsundersøkelsen fra 1987 ble det i tillegg spurt om "til hvilken alder" (i år) respondentene hadde bodd (sammenhengende) sammen med sin mor og far. I ungdomsundersøkelsen 1990, ble ungdom mellom 17 og 24 år spurt om de hadde flyttet hjemmefra og eventuelt hvorfor. Felles for opplysningene om flytting hjemmefra i norske intervjuundersøkelser er at de hittil er lite utnyttet i analyseformål.

I familie- og yrkesundersøkelsen 1988 (F&Y 88) er tidspunktet for flytting hjemmefra fastsatt til nærmeste måned, som gir en mer presis tidsangivelse enn i undersøkelsene nevnt ovenfor. Utdannelses- og yrkesforløp er dessuten nøyaktig kartlagt, ved siden av fødsler og samliv. Flytting hjemmefra kan ved bruk av dette materialet sees i sammenheng med de øvrige livsløpsbegivenhetene. Arbeidet som refereres her, er basert på dette datamaterialet.

1.2. Problemstilling

Siden flytting fra foreldrehjemmet er lite kartlagt gjennom andre norske analyser, var det et mål i seg selv å beskrive aldersmønsteret for utflyttingen for begge kjønn og beskrive hvordan dette er endret mellom ulike fødselskohorter. Følgende forhold er også forsøkt kartlagt:

- Hvordan mønsteret for flytting fra foreldrehjemmet varierer med forhold i oppveksten som oppvekststed, sosioøkonomisk bakgrunn og oppvekstfamiliens størrelse.
- Hvordan flytteatferden påvirkes av utdanning, yrkeserfaring og inntekt.
- Er det noen sammenheng mellom tilbøyeligheten til oppbrudd fra foreldrehjemmet og opplysninger som indikerer holdningsforskjeller?
- Hva har vært de viktigste drivkreftene når ungdom har flyttet hjemmefra i de siste tiårene?
- Er menn og kvinner påvirket av ulike faktorer i sin flytteatferd?

2. Data og metode

2.1. Familie- og yrkesundersøkelsen 1988

Gjennom undersøkelsen kartlegges kvinners og menns familiedanning og fruktbarhet ved hjelp av livshistoriedata og -analyse. Det ble trukket et representativt utvalg av norske kvinner født i årene 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968, og gjennomført intervjuer med 4019 etter en frafallsprosent på 18,5. Fordi det i flere av de øvrige analysene fokuseres sterkere på kvinners enn på menns fruktbarhet, skulle mennene i undersøkelsen bare representeres med to kohorter, født i 1945 og 1960. 1543 menn ble intervjuet, etter at det hadde vært et frafall på 22 prosent. Undersøkelsen og dens hovedresultater er beskrevet hos Blom og Noack (1992), Blom, Noack og Østby (1992) og i en egen tabellpublikasjon (Statistisk sentralbyrå, 1991).

Undersøkelsen omfatter spørsmål om familie og barn, medisinske spørsmål og holdningsspørsmål, og en del av dem gir kontinuitet i forhold til den første norske fruktbarhetsundersøkelsen i 1977 (Noack og Østby, 1981). Livshistoriedata har fått bredere plass enn sist, idet fullstendige utdannelsesforløp og yrkesforløp er beskrevet i tillegg til familiebegivenhetene. Nytt er det at også menn er intervjuet. Tidfesting av flyttingen fra foreldrehjemmet er også kommet til. Opplysningene om oppvekstfamilie er imidlertid nokså beskjedne og årsak til utflyttingen fra foreldrehjemmet er ikke oppgitt.

2.2. Metode

Resultatene bygger på bruk av intensitetsregresjonsmodeller utført med programpakken LOGLIN (versjon 1.63, Olivier og Neff, 1976). Flytting hjemmefra er beskrevet ved overgangsintensiteter bestemt ved enkel avgangsmodell. Det forutsettes stykkevis konstante intensiteter for perioder på hele år eller for grupper av år og intervjupersonenes alder utgjør tidsaksen i modellkjøringene.

Kohort, region, sosioøkonomisk bakgrunn, antall søsken og antall kirkebesøk inngår som faste kategoriske kovariater i modellene. Med unntak av religiøs aktivitet (se nedenfor) er de alle variable som karakteriserer individet før utflytting hjemmefra. Utdannelsesnivå, aktivitet (arbeid, utdanning, annet), kumulert yrkesaktivitet, kumulert inntekt, månedsinntekt og avstand i tid fra seksuell debut til flytting er variable som endrer verdi over livsløpet og er anvendt som dynamiske kovariater i modellene. På denne måten er det deres status i hver måned før flyttetidspunktet som brukes til å forklare individenes flytteatferd.

I testingen av nye variable har det vært viktig å se hvordan de endrer betydningen av de andre variablene, å undersøke om de gir signifikant forbedring av modelltilpasningen og om de inngår i signifikante interaksjoner med de øvrige variable.

2.3. Bakgrunnsvariablene

Alder utgjør tidsaksen i analysen. Flyttetidspunktet er i hovedsak angitt i år og måned (av og til bare kvartal som omkodes til midtre måned, eller år som omkodes til juni i det aktuelle året). Alder ved flyttingen uttrykkes altså i måneder, og anvendt aldersintervall er 14-28 år.

Stort sett er det utført separate analyser for hvert kjønn, blant annet fordi utvalget av kvinnene er større og også dekker yngre kohorter enn mennene i undersøkelsen gjør. Foruten at resultater for hver av kjønnene kommenteres fortløpende, oppsummeres kjønnsforskjellene i avsnitt 4.9. Fødselskohort er selvsagt en sentral bakgrunnsvariabel.

Oppvekststed, eller det sted respondentene oppga å ha bodd mest gjennom sine første 16 leveår, ble angitt både ved oppvekst-kommune og karakterisert gjennom grad av tettbygd/spredtbygd strøk. Gjennom den offisielle klassifiseringen av kommuner kan også oppvekststedets sentralitet¹ bestemmes (Statistisk sentralbyrå, 1984a), og dette kjennetegnet er brukt i denne analysen.

Sosioøkonomisk bakgrunn bygger på opplysning om hovedforsørgers yrke. Yrkeskoden (tresifret NYK-kode, med tilleggskode for eventuell ledende funksjon) er omkodet til sosioøkonomisk status (Statistisk sentralbyrå, 1984b). Forsørgers yrkesstatus mangler. Sosioøkonomisk status ble aggregert etter vanlig standard, men underveis i analysen ble funksjonærgruppene slått sammen. Yrker i primærnæringene som vi har tolket som selvstendige, ble dessuten skilt ut som egen gruppe, slik at den resulterende inndelingen ble:

Ufaglærte arbeidere
Faglærte arbeidere
Funksjonærer
Selvstendige i primærnæringene

Antall søsken respondentene oppga å ha vokst opp sammen med er en annen bakgrunnsfaktor i analysen. To opplysninger som kan indikere holdningsforskjeller er religiøs aktivitet og seksuell debutalder. Religiøs aktivitet er registrert som antall kirkebesøk intervjupersonene har gjennomført det siste året før intervjuet, når besøk i forbindelse med bryllup, barnedåp og begravelser er holdt utenfor. Kirketilknytning regnes som en så stabil egenskap at variabelen ofte brukes for å forklare atferd som ligger tilbake i tid. Årstall for seksuell debut, er også oppgitt i intervjuet, men materialet har et relativt stort omfang av manglende opplysninger til dette spørsmålet. Nærmere redegjørelse for hvordan variabelen er håndtert, er angitt sammen med drøfting av resultatene i avsnitt 4.5.

¹ En kommune har sentralitet 3 dersom dens befolkningstetthetspunkt ligger innen 90 min. reise fra tettsted med minst 50 000 innbyggere, sentralitet 2 dersom den ligger innenfor 60 min. reise fra tettsted med 10 000 - 50 000 innbyggere, sentralitet 1 dersom den ligger innenfor 60 min. reise til tettsted med 5 000 - 10 000 innbyggere og sentralitet 0 uten så stort tettsted innenfor 60 min. reisetid.

2.4. Livshistoriedata

Foruten yrkes- og utdanningshistorier finnes egen tidsserie for aktivitet som ikke dekkes av utdanning og arbeid. I alle tidsseriene er start- og slutt-tidspunkt angitt i måned. For å hindre overlapping er bare startmåneden medregnet til aktivitetenes varighet, ikke sluttmåneden.

Arbeid: Inneholder grad av sysselsetting², start og slutt for hvert yrkesforhold.

Utdanningsaktivitet: Om personen i en gitt måned har vært i utdanning eller ikke. Opphold på tre måneder eller mindre (sommerferie mellom to skoleslag) regnes som sammenhengende utdanningsperiode. Starttidspunktet for hver påbegynt utdanning blir tå vare på til kartlegging av årsaker (avsnitt 6).

Annen aktivitet: Hjemmearbeid
Militærtjeneste
Arbeidsledighet
Svangerskapspermisjon (omsorgspermisjon)
Annet

De øvrige tidsvarierende kovariatene er:

Utdanningsnivå: Basert på 1. siffer i kode for utdanningsgruppe (Statistisk sentralbyrå, 1989), aggregert til tre grupper: grunnskole, videregående skole, universitet- eller høyskolenivå.

Inntekt: Familie- og yrkesundersøkelsen er koblet med data om lønnsinntekt for perioden 1967-1989 for alle individene.

Tidspunkt for første fødsel og første samlivsinngåelse er brukt i analysen av flytteårsaker (avsnitt 6).

3. Hvordan defineres flytting hjemmefra?

For mange har flytting hjemmefra vært en enkeltstående veldefinert hendelse, mens det for andre har vært en gradvis og reversibel prosess. Noen beskrivelse av prosessen eller omfang av tilbakeflytting gir familie- og yrkesundersøkelsen ikke. Materialet har imidlertid gitt mange indikasjoner på at spørsmålet er ulikt tolket og at registreringen av flyttetidspunktet har vært noe mindre presis enn for mange av de andre livsløpsbegivenhetene intervjuene har kartlagt.

- Flytting hjemmefra skjer tidlig i livet og var for mange av de eldste intervjupersonene en begivenhet som lå over 25 år tilbake i tid. Spørsmålet kom også tidlig i selve intervjuet, bare noen få innledende spørsmål om husholdning og oppvekststed var stilt på forhånd, og kronologien i livsløpet var dermed ikke rekapitulert før flyttingen hjemmefra skulle tidfestes.

Formuleringen i familie- og yrkesundersøkelsen for å bestemme flyttetidspunktet var: "Når flyttet du fra oppveksthjemmet ditt for godt?". I instruksene til intervjuerne er spørsmålet nærmere presisert: "IO regnes å ha flyttet fra foreldrehjemmet for godt dersom hun (han) har bodd borte fra foreldrehjemmet minst 6 netter i uken i minst 3 måneder i sammenheng og deretter ikke har flyttet tilbake til foreldrehjemmet annet enn for kortere perioder (maksimum 6 måneder). Dersom IO bor i samme hus som foreldrene, men har egen husholdning, regner vi det som utflyttet." Inntrykket til undersøkelsens planleggere var likevel at instruksene til dette spørsmålet mange ganger må ha blitt oversett (Blom, pers. medd.), og det er åpenbart stor spredning i tolkningen av spørsmålet:

- Enkelte som ved intervjutidspunktet har oppgitt at de lever i ekteskap eller sammen med samboer, men ikke sammen med foreldrene, har ikke oppgitt at de har flyttet hjemmefra. Ved

² Sysselsetting er opprinnelig angitt i 4 kategorier, men i denne analysen er det bare skilt mellom full tid (og over), eller deltid med grense på under 35 timer i uken.

revisjonen av materialet ble dette endret slik at de er registrert som flyttet, men med uoppgitt tidspunkt.

- 165 menn og 384 kvinner har oppgitt tidspunkt for flytting hjemmefra som er etter tidspunkt for første samlivsinngåelse. Bare dersom disse parene har inngått i husholdningen til IO's foreldre etter samlivsinngåelsen, er det avgitte svaret i samsvar med instruksen. Siden dette ikke kan etterprøves, er det ikke endret i revisjonen, selv om flesteparten kan ha bodd en tid med ektefelle (samboer) i foreldrenes hus, men i egen husholdning.

Mens de foregående observasjonene indikerte at det var angitt for sent flyttetidspunkt, antydte andre funn at det oppgitte flyttetidspunkt er for tidlig i forhold til instruksens definisjon:

- Enkelte oppga å ha flyttet hjemmefra, men også å bo i samme husholdning som foreldrene ved intervju-tidspunktet. Dersom disse ikke rapporterte noen samlivshistorie, ble de endret til ikke å ha flyttet hjemmefra under revisjonen. Omfanget er ikke dokumentert.

- 32 personer har oppgitt flytting før de fylte 13 år, og dette er ikke korrigert. Forklaringen kan være registreringsfeil, hukommelsesfeil eller særskilte forhold som opphold i internat eller at familien er gått i oppløsning. Det er tvilsomt om disse opplysningene gir et korrekt mål for flytting hjemmefra, men omfanget er for lite til å forstyrre analyseresultatene.

4. Mønsteret for flytting hjemmefra etter 1960

4.1. Forskjell i gutters og jenters alder ved flytting hjemmefra

Det er velkjent, også fra norske kilder (Andersen, 1989, Gulbrandsen og Hansen, 1985, Kristiansen, 1989), at jenter flytter tidligere hjemmefra enn gutter. Dette bekreftes her, men forskjellene var ikke like store for 1945-kohorten som for 1960-kohorten. Mens halvparten av mennene født både i 1945 og 1960 var flyttet hjemmefra i 21 1/2 års alder (tabell 2), var medianalderen om lag 20 1/2 år for kvinnene født i 1945 og drøyt 19 1/2 år for kvinnene født i 1960. Fra levekårsundersøkelsen 1987 (Statistisk sentralbyrå, 1988) har det framkommet at det var noe større forskjeller mellom menns og kvinners flyttealder for dem som var født tidligere i vårt århundre (Texmon, upubl.).

Mennene var rundt 43 år og 28 år da de ble intervjuet i familie- og yrkesundersøkelsen og kvinnene rundt 43 år, 38 år, 33 år, 28 år, 23 år og 20 år. Med unntak av de to yngste kvinnekohortene hadde de lagt bak seg den delen av livet da det er vanlig å forlate foreldre-hjemmet. Antall menn og kvinner som oppga å ikke ha flyttet hjemmefra, var henholdsvis 88 og 466 (tabell 1). Blant kvinnene hadde mer enn 99 prosent av de tre eldste kohortene og nær 98 prosent av dem født i 1960 forlatt oppveksthjemmet for godt. Også ved intervju-tidspunktet var det noe lavere andel av mennene som hadde flyttet hjemmefra enn for de jevngamle kvinnene, 97 prosent for den eldste kohorten og 91 prosent for dem født i 1960. For den eldste manns-kohorten var det hele 13,5 prosent som bodde hjemme da de rundet 28 år (tabell 2), rundt 10 prosent hadde flyttet mellom denne alderen og intervju-tidspunktet.

Det er registrert lite flytting hjemmefra før intervju-personene fylte 14 år (rundt 1 prosent), både blant menn og kvinner, mens det for begge kjønn har vært en del flytting i 14- og 15-årsalderen (tabell 2). Særlig var det mange unge flyttere blant dem som var født i 1945, og aller flest blant guttene (10 prosent). I denne kohorten var det en større andel av guttene enn av jentene som hadde flyttet hjemmefra fram til 18 års alder, men i første halvdel av 20-årene var det over 10 prosent større andel av jentene enn av guttene på samme alder som hadde flyttet ut. Blant dem

som var født i 1960, var det derimot en større andel av jentene som hadde flyttet ut enn av guttene i alle aldre etter 14 år. Ved 22 års alder hadde hele 82 prosent av jentene og bare 56 prosent av guttene født 1960 flyttet hjemmefra.

I intensitetsregresjonene som beskrives i det følgende, er måneden individene fylte 14 år den første under observasjon og måneden før de fylte 29 år den siste. Aldersintervallet er valgt ut fra når flyttingene finner sted, men også ut fra at bare én av mannskohortene er observert etter 28 år. Flytteintensitetene er i første omgang holdt konstante for hvert ettårige alderstrinn. De stiger bratt fra 14 til 23 år for guttene, men øker bare fram til 20 år for jentene (figur 1). Økningen er ikke jevn, både i alder 16 år og alder 19 år ligger intensitetene godt over foregående alderstrinn og nær det neste. Dette kan forklares av at skifte av utdanning ofte har funnet sted i alder 16 og 19 år. Fordi 15 enkeltaldre ville gitt svært tunge modeller når antall bakgrunnsvariable økte, men også fordi få individer (særlig blant kvinnene) er eksponert for flytting i slutten av intervallet, er en grovere inndeling benyttet i modellestimeringene: ettårige alderstrinn 14-19 år og intervallene 20-22 år, 23-25 år og 26-28 år. Den komplette ettårige aldersinndelingen ga ikke bedre modelltilpasning for kvinner ($p=0,2$), men noe bedre for menn ($p=0,02$). Felles aldersinndeling for de to kjønn ble likevel prioritert.

4.2. Forskjeller mellom fødselskullene

For familie- og yrkesundersøkelsens menn er forskjellen mellom de to kohortenes flytting hjemmefra først og fremst tydelig i aldersmønsteret. For kvinnene er forskjellene i aldersmønsteret ikke så uttalte (tabell 2). Derimot varierer medianalderen for flytting hjemmefra mellom de intervjuede kvinnekohortene. Kvinnene født i 1955 og 1960 flyttet tidligst ut (medianalder 19 år og 8 måneder og 19 år og 10 måneder), mens både de født i 1945 og 1950 (medianalder 20 1/2 og 20 år) og de født utover i 1960-årene var senere ute (tabell 2 og tabell 3b).

Ifølge levekårsundersøkelsen 1987 sank alderen ved flytting hjemmefra med fødselsår for menn og kvinner fram til dem som var født rundt 1940-1950, for så å stige (Andersen, 1989, Texmon, upubl.). Data fra denne undersøkelsen er ikke fullt ut sammenliknbare med F&Y 88 fordi spørsmålet om flyttetidspunktet er stilt noe annerledes (se s. 2 og 5) og den oppgitte flyttealderen av den grunn er noe lavere enn for sammenliknbare kohorter i F&Y 88. For kvinnene i den svenske fruktbarhetsundersøkelsen 1981 var det jevnt økende flytterisiko med yngre kohorter født fram til 1960 (Kravdal, 1985). Data fra andre vestlige land (Bracher og Santow, 1990, Goldscheider og LeBourdais, 1986, Kiernan, 1986, Latten, 1990) bekrefter også at unge kvinner flyttet stadig tidligere hjemmefra omtrent fram til 1980, og enkelte av kildene viser det samme for menn.

At familie- og yrkesundersøkelsens kvinnekohorter født utover på 1960-tallet igjen ser ut til å flytte noe senere hjemmefra enn sine eldre med søstre, kunne tenkes å være en feilobservasjon. Det kan på dette punktet være skjev seleksjon av frafallet fordi hjemmeboerne treffes lettest blant de yngste. Funnet bekreftes imidlertid av flere observasjoner fra andre land bl. a. nyere data fra Sverige (Lundberg og Modig, 1984), Nederland (Latten, 1990) og USA (Riche, 1987, da Vanzo og Goldscheider, 1990), men ikke alle relevante datakilder bekrefter at det er en varig trend mot høyere flyttealder etter 1980. Blant annet har den norske ungdomsundersøkelsen 1990 og levekårsundersøkelsen 1991 lavere andel hjemmeboende personer i alder 20-24 år enn levekårsundersøkelsen 1987 for begge kjønn (Texmon, upubl.), etter at andelen blant de unge intervjuobjektene som bodde hjemme hadde steget mellom levekårsundersøkelsene i 1980, 1983 og 1987 (Kristiansen, 1989).

Utviklingen i flyttealderen over tid kan både skyldes endring i tendensen til å flytte ut, men også at omfanget av tilbakeflytting endres. da Vanzo og Goldscheider (1990) har pekt på at det kan ha

skjedd en økning i tilbakeflyttingen i de siste årene. Dersom økt tilbakeflytting finner sted også blant norsk ungdom, kan dette forklare økt forskjell i resultatene mellom undersøkelser som bare spør om ungdom har flyttet ut og undersøkelser som spør om flyttingen var for godt.

Tabell 1. Antallet som har oppgitt å ha flyttet hjemmefra, etter kjønn og kohort. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

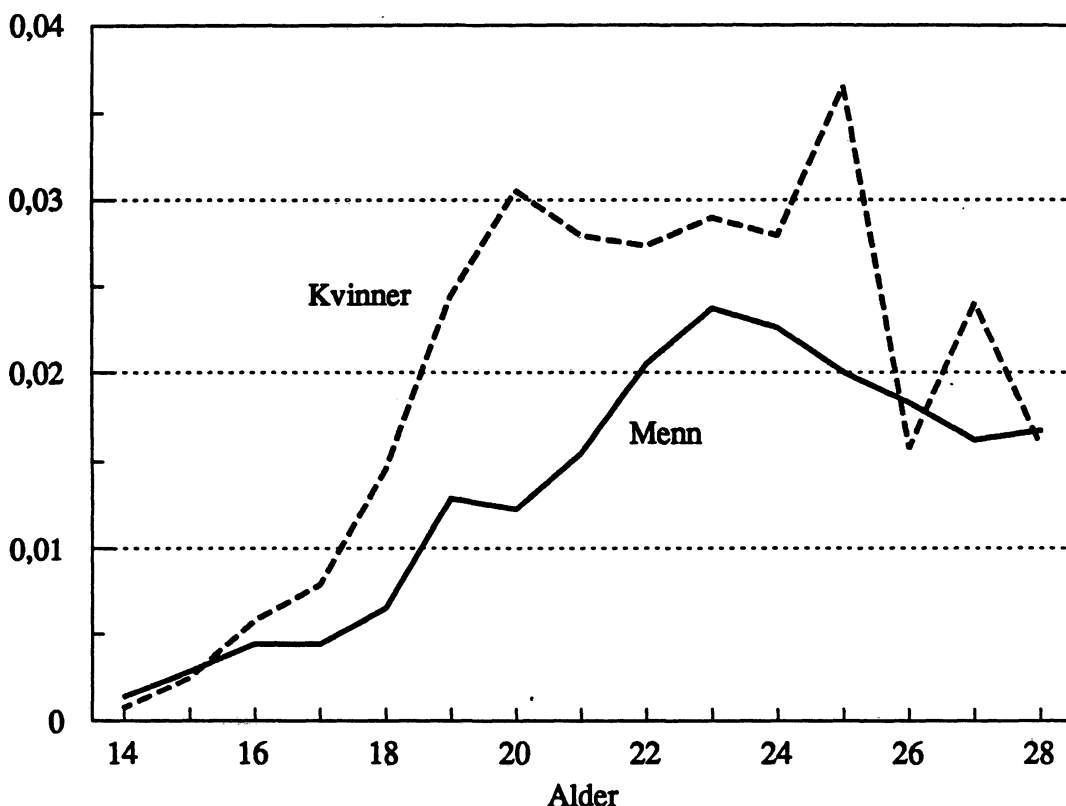
Kjønn	Kohort						
	T alt	1945	1950	1955	1960	1965	1968
MENN							
Intervjuer	1543	766	-	-	777	-	-
Flyttet	1455	746	-	-	709	-	-
Prosent	94,3	97,4	-	-	91,2	-	-
Andel uten gyldig flytteår, prosent		6,1			4,0		
KVINNER							
Intervjuer	4019	547	627	691	737	696	721
Flyttet	544	622	622	686	720	593	388
Prosent	88,4	99,5	99,2	99,3	97,7	85,2	53,8
Andel uten gyldig flytteår, prosent		2,4	1,0	0	0,6	2,0	2,1

Tabell 2. Andel av fødselskohorter som har flyttet hjemmefra etter alder. Kumulativ prosent. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Kjønn	Kohort	Alder							
		14	16	18	20	22	24	26	28
Menn	1945	1,7	10,2	21,7	36,9	53,4	69,8	81,8	87,2
	1960	1,5	3,1	12,1	33,6	55,9	75,6	85,0	90,5
Kvinner	1945	1,5	6,4	20,6	44,8	68,0	83,1	91,8	94,8
	1950	1,0	6,3	24,0	51,9	77,3	88,7	93,9	95,8
	1955	0,6	5,9	25,3	58,6	80,8	89,7	95,7	98,1
	1960	0,7	5,2	20,3	57,0	82,0	90,7	96,4	97,7
	1965	0,2	4,0	19,7	51,4	74,2	-	-	-
	1968	1,0	3,7	14,7	42,5	-	-	-	-

Figur 1. Intensiteter for flytting hjemmefra etter alder. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968.

Flytting/pers.mnd.



4.3. Oppvekst og familiebakgrunn³

4.3.1. Regional variasjon

I utgangspunktet ventet vi å avdekke betydelig regional variasjon i mønsteret for flytting hjemmefra på grunn av den spredte bosettingen og lange avstander til særlig varierte arbeidsmarkeder og høyere undervisningssteder for mange av dem som vokser opp. Det er også store regionale forskjeller i første registrerte utflytting over kommunegrensene for ungdom født i samme periode som kohortene i familie- og yrkesundersøkelsen (Sørli, 1992).

For kvinnene økte tilbøyeligheten til å flytte tidlig hjemmefra signifikant med økende avstand fra Oslo-området når landet deles inn i landsdeler⁴, unntatt for Nord-Norge, der risikoen lå noe lavere enn for Trøndelag. Jentene flyttet også tidligere hjemmefra jo mindre tettsted de hadde vokst opp i, mens de helt spredtbygde strøk hadde noe lavere nivå enn de minste tettstedene. For mennene i undersøkelsen var det mindre og ikke signifikante forskjeller i flytting hjemmefra både mellom landsdeler og tett/spredt-kategoriene. Guttene fra spredtbygde strøk hadde lavest flytterisiko sammen med dem fra de største tettstedene.

³ For 254 av kvinnene og 120 av mennene i undersøkelsen mangler verdi for en av de faste bakgrunnsvariablene, og de er holdt utenfor analysen. For et flertall av disse er oppvekstkommune uoppgitt fordi de er vokst opp utenfor landet. De utgjør en heterogen gruppe og er enten individer med utenlandsk opprinnelse eller nordmenn med mye av oppveksten i utlandet, og er lite egnet som egen kategori. Individer med uoppgitt i øvrige variable ble også holdt utenfor.

⁴ Landsdelene var : Oslo og Akershus, Østlandet ellers, Agder og Rogaland, Vestlandet, Trøndelag og Nord-Norge

Sentralitet (se s. 4) er en måte å inndelegge kommunene på som har vist seg å skille relativt godt mellom ulike flytteatferd slik den framstår gjennom personregisteret (Foss et al., 1987). Oppvekstkommunens beliggenhet i forhold til større sentre slik den er karakterisert ved sentralitetsvariabelen, kunne også tenkes å være mer avgjørende for flyttingen hjemmefra enn type strøk (tettbygd eller spredtbygd). Mulighetene til å bo hjemme og benytte daglig transport til arbeid og læresteder kan tenkes å være bedre i spredtbygde områder i ikke altfor stor avstand til større sentre enn på tettsteder i stor avstand fra storbyene.

Våre funn stemmer med denne forventningen. Kvinneres risiko for flytting hjemmefra var nær 50 prosent høyere i området av kommuner med laveste sentralitet (0) enn i området med høyeste sentralitet (3). I mesteparten av analysen er sentralitet brukt som kriterium for regional inndeling, men med en liten modifikasjon⁵. I motsetning til jentene hadde guttene lav flytterisiko både i distriktkommunene (sentralitet 0) og i storbyområdene (sentralitet 3), men noe høyere i området av kommuner med mellomnivåene av sentralitet (tabell 3a og b). At regional variasjon er tydeligst for jentene, er i overensstemmelse med registrert flytting (se s. 2), også den viser at jentene har størst tilbøyelighet til å forlate utkantområdene (Sørli, 1992). En viktig forklaring er at unge jenter i større grad enn guttene har orientert seg mot den delen av arbeidsmarkedet som finnes i de store byene (Statistisk sentralbyrå, 1977). For dem som blir boende på hjemstedet, kan tilbøyeligheten til å flytte ut av foreldrehjemmet være mindre i utkantene enn for byungdom fordi boliger som egner seg for førsteetablering er mindre utbredt utenfor byene (Kristiansen, 1989).

De regionale forskjellene i jentenes utflytting fra foreldrehjemmet slår sterkest ut i den nedre delen av aldersintervallet (figur 2, s. 21). Mens en stor del av norsk ungdom i 1960-årene måtte flytte både for å få arbeid og for å få skolegang utover den 7-årige folkeskolen, er det nå bedre regional spredning av skoletilbudene. Både gjennom innføringen av niårig obligatorisk skolegang gjennom 1960-årene og gjennom distriktshøyskolesystemet som har vokst fram fra og med 1970-årene, er den regionale spredningen av utdanningstilbudet vesentlig bedret (Severeide, 1989). Til tross for dette er det ikke noe signifikant samspill mellom kohort og region, og mønsteret i samspillet er at de regionale forskjellene i flytterisiko ser størst ut for dem født i 1960, når hele aldersintervallet ligger til grunn (ikke vist). Ungdom i utkantstrøkene har alt i alt ikke blitt boende lenger hjemme selv om den niårige skolen har gjort at de nå bare unntaksvis må flytte ut før de er 16 år.

4.3.2. Sosioøkonomisk bakgrunn

For mennene i familie- og yrkesundersøkelsen var det en økende risiko for å flytte hjemmefra med økende sosioøkonomisk status (tabell 3a), idet funksjonærsønner flyttet tidligere enn sønner av faglærte arbeidere, som igjen var noe mer tilbøyelige til å flytte hjemmefra enn sønner av ufaglærte arbeidere. De unge guttene med bakgrunn i primærnæringene hadde lavest flytterisiko, 2/3 av det funksjonærsønnene hadde. Blant disse er det noen som ikke flytter ut i det hele tatt. Mange med bakgrunn fra landbruksnæringen skulle overta driften av gården etter foreldregenerasjonen. At odelsloven ble endret i 1974, slik at jenter overtar gårdsbruk på linje med guttene, har ikke påvirket kohortene som er med i F&Y 88. Også blant de selvstendige i fiskerinæringen har det vært sønner som skulle overta næringsvirksomhet og som har vært nærmere knyttet til sitt oppvekststed, og dermed oppveksthjem, enn sine øvrige jevnangale.

For jentene var det små forskjeller etter forsørgers yrke (tabell 3b), og de var ikke signifikante. Forskjellen gikk mellom døtre av ufaglærte arbeidere og selvstendige i primærnæringene på den

⁵ Sentralitet 1 omfatter under 7 prosent av befolkningen. Sentralitet 1 og 2 er derfor slått sammen, men området de samlet utgjør er likevel delt i to: én del på Østlandet, Sørlandet og Sør-Vestlandet, fylke 1-12, den andre på Nordvestlandet, i Trøndelag og Nord-Norge, fylke 14-20.

ene siden, som flyttet noe tidligere hjemmefra enn døtre av faglærte arbeidere og funksjonærer. Blant kvinnene i den svenske fruktbarhetsundersøkelsen fra 1981 var det også døtre av bønder og ufaglærte arbeidere som flyttet tidligst hjemmefra (Kravdal, 1985).

4.3.3. Antall søsken

Selv om bare rundt 5 prosent av de som ble intervjuet i F&Y 88 er vokst opp som enebarn, er disse skilt ut som egen kategori ved siden av i to nokså jevnstore grupper med 1-2 søsken eller med 3 søsken eller mer. Det var en signifikant økning i flyttetilbøyelighet med økende antall søsken når det samtidig ble kontrollert for alder, kohort, region og sosioøkonomisk bakgrunn, både for menn og kvinner (kolonne 4 i tabell 3a og b). De som hadde vokst opp sammen med tre søsken eller mer, hadde noe over 30 prosent høyere flytterisiko enn enebarna.

Forskjellene kan forklares ved at flere søsken betyr flere som skal dele på familiens ressurser, både på plass i boligen og annet. Forskjellen i flyttemønsteret etter antall søsken var, iallfall for mennene, mest uttalt for de eldste kohortene i undersøkelsen, med oppvekst i en tid da boligene gjennomgående var mindre enn de er nå (Faye, 1989), og for mennene ser det ut til at variabelen slår mest ut i sentrale strøk, men disse samspillseffektene er ikke signifikante (se s.20).

Økt tilbøyelighet til utflytting fra familier med flere barn er også rapportert av andre forfattere (f. eks. Michael and Tuma, 1985). At enebarn opplever større grad av overvåking fra sine foreldre enn ungdom med flere søsken, er også trukket fram av enkelte som forklaring på ulik atferd, mens andre hevder å ikke ha funnet empirisk støtte for slike hypoteser i det hele tatt (Hogan, 1978).

4.4. Religiøs aktivitet

At religiøs aktivitet eller kirketilknytning er en faktor som har vist seg å slå sterkt ut på fruktbarhet, er vist for norske forhold (Kravdal, 1991). Også samlivsinngåelse varierer med religiøs aktivitet, men spesielt gjelder dette typen samliv som inngås (Blom, 1992). Når effekten av denne variabelen på flytting hjemmefra er testet, er det ut fra erfaringen fra disse andre demografiske begivenhetene. Det man kunne tenke seg, var at kirketilknyttet ungdom, som er mer tradisjonelle i valg av samliv, ventet lenger med å flytte hjemmefra enn ungdom ellers.

Forskjellene i flytteeatferd etter religiøs aktivitet er imidlertid små og ikke signifikante (kolonne 5, tabell 3 a og b). Bare for kvinnene antydes det at religiøs aktivitet bremser flytting hjemmefra. For menn går de små forskjellene motsatt vei. Variabelen hadde så små effekter at den ble holdt utenfor de fleste modellkjøringene som ble gjennomført videre i analysen.

4.5. Seksuell debuttidspunkt

Den innlysende sammenhengen mellom å ha debutert seksuelt og ha økt tilbøyelighet til samlivsinngåelse er bekreftet gjennom analysene av familie- og yrkesundersøkelsen (Blom, 1992). At det skulle være en tilsvarende sammenheng mellom seksuell debut og flytting hjemmefra er ikke like opplagt, men kan anses som sannsynlig fordi en stor andel av flyttingen skjer i forbindelse med start av samliv. (Vi har for øvrig ikke påvist hvor sterk sammenheng det er mellom utflytting og start av samliv.) Det vi har ønsket å finne ut, er i hvilken grad svært tidlig seksuell debut påvirker oppbruddet fra foreldrehjemmet, og hvor sterk effekt denne faktoren har hatt sammenliknet med andre bakgrunnsvariable.

Fordi mange hadde flyttet hjemmefra før sin seksuelle debut, kunne ikke alder ved seksuell debut uten videre brukes som fast kovariat i forløpsanalyse av materialet. Tilstanden ikke debutert har dessuten ulik betydning i ulike aldersfaser og er uegnet som fast kovariat.

Tabell 3a. Relativ risiko for flytting hjemmefra. Ulike bakgrunnsfaktorer (hovedeffekter). Menn født 1945 og 1960

Variabel	Kategori	Relativ risiko										
		MENN										
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Kohort	1945	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1960	1,06	1,06	1,02	1,00	1,04	1,04	1,02	1,04	1,00	1,00	1,04
Region	Sentralitet 3		1,03	0,97	0,98	0,96	0,94	0,96	0,96	0,96	0,97	0,98
	Sentralitet 1+2, fylke 1-12		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Sentralitet 1+2, fylke 14-20		1,08	1,11	1,08	1,12	1,13	1,11	1,12	1,15	1,15	1,13
	Sentralitet 0		0,90	0,90	0,98	0,97	0,98	0,97	0,98	0,97	0,98	0,98
Sosio- økonomisk bakgrunn	Ufaglærte arbeidere			0,92	0,90	0,91	0,93	0,90	0,90	0,95	0,94	0,90
	Faglærte arbeidere			1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Funksjonærer			1,27	1,27	1,26	1,23	1,21	1,25	1,21	1,27	1,32
	Primærnæring (selvstendige)			0,79	0,75	0,77	0,77	0,77	0,76	0,84	0,83	0,77
Antall søsken	0				0,87							
	1-2				1,00							
	3 eller flere				1,15							
Religiøs aktivitet (årlige kirkebesøk)	0					0,94						
	1-2					1,00						
	3 eller flere					1,15						
Seksuell debut	Ikke debutert						0,54					
	Mindre enn 2 år etter debut						1,00					
	2-4 år etter debut						0,94					
	Mer enn 4 år etter debut						0,88					
Utdannings- nivå	Grunnskole							" 1,09	"1,03	0,63	0,63	
	Videregående skole							1,00	1,00	1,00	1,00	
	Høgskolenivå							1,22	1,43	1,72	1,80	
Aktivitet	Ikke under utdanning								1,62		1,43	1,40
	Under utdanning								1,00		1,00	1,00

" Utdanningsnivå brukt som fast "bakgrunnsvariabel": Høyeste oppnådde utdanning ved intervju tidspunktet

Tabell 3b. Relativ risiko for flytting hjemmefra. Ulike bakgrunnsfaktorer (hovedeffekter). Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Variabel	Kategori	Relativ risiko										
		KVINNER										
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Kohort	1945	0,82	0,82	0,83	0,82	0,83	0,91	0,83	0,81	0,84	0,81	0,80
	1950	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	1955	1,13	1,15	1,17	1,15	1,16	1,14	1,19	1,20	1,16	1,20	1,21
	1960	1,11	1,13	1,15	1,13	1,13	1,04	1,16	1,21	1,15	1,22	1,21
	1965	0,81	0,93	0,96	0,95	0,95	0,88	0,98	1,07	0,94	1,08	1,05
	1968	0,79	0,80	0,83	0,83	0,81	0,74	0,84	0,96	0,84	0,99	0,91
Region	Sentralitet 3		0,90	0,90	0,91	0,90	0,85	0,90	0,90	0,90	0,89	0,91
	Sentralitet 1+2, fylke 1-12		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Sentralitet 1+2, fylke 14-20		1,17	1,16	1,14	1,16	1,05	1,16	1,16	1,17	1,17	1,15
	Sentralitet 0		1,40	1,40	1,36	1,32	1,32	1,36	1,36	1,36	1,36	1,36
Sosio- økonomisk bakgrunn	Ufaglærte arbeidere			1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Faglærte arbeidere			0,88	0,90	0,89	0,90	0,90	0,93	0,88	0,92	0,93
	Funksjonærer			0,90	0,93	0,90	0,92	0,93	0,98	0,87	0,95	1,02
	Primærnæring (selvstendige)			0,99	0,98	1,00	1,05	1,01	1,05	0,99	1,04	1,05
Antall søsken	0				0,89							
	1-2				1,00							
	3 eller flere				1,20							
Religiøs aktivitet (årlige kirkebesøk)	0					1,05						
	1-2					1,00						
	3 eller flere					0,93						
Seksuell debut	Ikke debutert						0,49					
	Mindre enn 2 år etter debut						1,00					
	2-4 år etter debut						1,14					
	Mer enn 4 år etter debut						1,21					
Utdannings- nivå	Grunnskole							1,17	1,01	0,84	0,64	
	Videregående skole							1,00	1,00	1,00	1,00	
	Høgskolenivå							0,96	1,22	1,46	1,12	
Aktivitet	Ikke under utdanning								1,97		2,05	1,86
	Under utdanning								1,00		1,00	1,00

^{a)} Utdanningsnivå brukt som fast "bakgrunnsvariabel": Høyeste oppnådde utdanning ved intervju tidspunktet

Tabell 4. Antall som mangler svar på spørsmål om seksuell debut. Fordeling etter debutalder for individer som har debutert seksuelt før flytting hjemmefra eller har debutert seksuelt, men ikke flyttet. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Type opplysning	Menn	Kvinner
Antall intervjuer i alt	1543	4019
Gyldig årstall seksuell debut	1264	3494
Har ikke hatt samleie	15	151
Manglende opplysning:		
Om IO har debutert	10	24
Bare manglende debutår:		
Husket ikke debutåret	178 (11,5%)	196 (4,8%)
Ønsket ikke oppgi debutåret	71 (4,7%)	146 (3,6%)
Uoppgitt årstall ellers	5	8
Antall med seksuell debut før flytting/uten flytting hjemmefra	928	2710
PROSENT FORDELING		
Debutalder:		
Under 16 år	19,6	14,5
16 og 17 år	33,6	43,9
18 og 19 år	29,0	30,5
Over 20 år	17,8	11,1

Antall måneder etter seksuell debut ble da konstruert som tidsvarierende kovariat, og grenser for kategoriene framgår av tabellene. Fordi tidspunktet for seksuell debut bare er gitt i år (debutmåneden satt til juni), kan individer med begge hendelser i samme år i noen tilfelle ha fått feil rekkefølge på seksuell debut og flytting hjemmefra. Et annet problem var hvordan personer med uoppgitt seksuell debut (omfanget vist i tabell 4) skulle behandles. Noen forsøk på å avklare betydningen av dette er omtalt nedenfor.

Risiko for å flytte hjemmefra steg til noe over det dobbelte når en kvinne hadde debutert seksuelt gitt at alder og alle andre faktorer var like (kolonne 6 og 7, tabell 5). For de unge kvinnene var det også signifikant økende risiko for utflytting med økende tid etter seksuell debut (kolonne 6), og økningen var signifikant. For kvinnene har mange av flyttingene skjedd i 19-20 års alder, det vil si at de som har hatt seksuell debut mer enn 4 år før, var blant de 15 prosent med tidlig debut. Også for guttene ga det signifikant utslag på flyttestilbøyeligheten å ha debutert seksuelt (kolonne 1 og 2, tabell 5), men ikke fullt så mye som for jentene. Det var derimot en liten nedgang i flytterisiko med økende avstand i tid fra debuten, men denne var ikke signifikant. Siden flytting hjemmefra er senere og noe mer spredt over aldersintervallet for guttene, mens det på den annen side er en betydelig andel tidlige debutanter blant dem, vil debut 2 eller 4 år før flytting hjemmefra i gjennomsnitt omfatte en annen kategori debutanter for guttene enn for jentene. For guttene ble dermed effekten av den helt tidlige seksuelle debut ikke så godt skilt ut ved denne inndelingen. Likevel indikerer resultatene at det bare er for jentene tidlig debut har betydning, mens det for begge kjønn gir et sterkt utslag på flyttingen å ha debutert. Ut fra at omtrent én av tre flytter hjemmefra i forbindelse med inngåelse av samliv (se avsnitt 6), virker det siste svært rimelig.

16 prosent av mennene og 8,5 prosent av kvinnene i F&Y 88 har ikke oppgitt årstall for seksuell debut (tabell 4). Sammen med dem som heller ikke oppga om de hadde debutert ble de behandlet som ikke debutert (kolonne 1 og 2, 5 og 6, tabell 5). Flyttestilbøyeligheten for ikke-debuterte kan da ha blitt overestimert fordi mange av dem som ikke husket debutåret eller som ikke ønsket å oppgi det, kan ha debutert tidlig. Eksperimentering med ulik behandling av disse kategoriene (kolonne 3, 4, 7 og 8, tabell 5) endret ikke konklusjonene.

**Tabell 5. Relativ risiko for flytting hjemmefra etter varighet siden seksuell debut (hovedeffekt). Menn født 1945 og 1960.
Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968**

Variabel	Kategori	Relativ risiko							
		MENN				KVINNER			
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Kohort	1945	1,04	1,04	1,00	1,06	0,91	0,90	0,90	0,91
	1950					1,00	1,00	1,00	1,00
	1955					1,14	1,15	1,12	1,14
	1960	1,00	1,00	1,00	1,00	1,04	1,05	1,07	1,05
	1965					0,88	0,90	0,90	0,89
	1968					0,74	0,76	0,77	0,77
Region	Sentralitet 3	0,94	0,93	0,94	0,93	0,85	0,86	0,88	0,84
	Sentralitet 1+2, fylke 1-12	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	Sentralitet 1+2, fylke 14-20	1,13	1,12	1,11	1,13	1,05	1,06	1,08	1,02
	Sentralitet 0	0,97	0,96	0,96	0,92	1,32	1,34	1,34	1,31
Sosio- økonomisk bakgrunn	Ufaglærte arbeidere	0,93	0,93	0,94	0,90	1,00	1,00	1,00	1,00
	Faglærte arbeidere	1,00	1,00	1,00	1,00	0,90	0,90	0,91	0,92
	Funksjonærer	1,23	1,23	1,28	1,19	0,92	0,92	0,93	0,94
	Primærnæring (selvstendige)	0,78	0,76	0,79	0,73	1,05	1,05	1,03	1,06
Seksuell debut	Ikke debutert	0,53				0,49			
	Mindre enn 2 år etter debut	1,00				1,00			
	2-4 år etter debut	0,95				1,14			
	Mer enn 4 år etter debut	0,89				1,21			
Seksuell debut	Ikke debutert		1) 0,57	2) 0,56	3) 0,45		1) 0,45	2) 0,44	3) 0,40
	Debutert		1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00

¹⁾ Personer med uoppgitt år for seksuell debut behandlet som ikke debutert

²⁾ Personer med uoppgitt år for seksuell debut er som en test "tildelt" debutalder 16 år

³⁾ Personer med uoppgitte opplysninger om seksuell debut holdt utenfor

4.6. Utdanningsnivå

Utdanningsnivå har stor effekt på risiko for flytting hjemmefra (kolonne 9 og 10 i tabell 3a og 3b). Unge menn med noe utdanning utover videregående skole hadde 70-80 prosent høyere risiko for flytting hjemmefra enn sine jevnaldrende som bare hadde fullført videregående skole, som igjen hadde nær 60 prosent høyere risiko for flytting enn jevnaldrende med bare grunnskole. For kvinner var det mindre forskjeller, flytterisikoen på høyeste utdanningsnivå var 75 prosent høyere enn risikoen på laveste nivå gitt at alder og øvrige bakgrunnsfaktorer var like.

Flytting hjemmefra har funnet sted før mange av intervjupersonene nådde sitt endelige utdanningsnivå (dvs. høyeste oppnådde nivå ved intervjudtidspunktet). Mens det var 28 prosent av mennene og 23 prosent av kvinnene i undersøkelsen som ved intervjudtidspunktet hadde oppnådd universitets- eller høyskolenivå, var bare 2 prosent av intervjupersonenes samlede eksponeringstid for flytting på dette nivået (tabell 6). Bare 16 og 14 prosent av undersøkelsens menn og kvinner hadde ved intervjudtidspunktet bare grunnskole, men rundt 60 prosent av den samlede eksponeringstiden var på det laveste utdanningsnivået. De fleste hadde bare oppnådd grunnskolenivå fram til de var i 18-19 års alder, og da hadde en stor andel allerede flyttet. Det høyeste utdanningsnivået er bare representert i den del av aldersintervallet (14-28 år) da de fleste var flyttet, særlig blant jentene.

Fordi utdanningsnivå var så skjevt fordelt i det aldersintervallet vi studerer, var det fristende å se på effekten av "planlagte utdanningsnivå" om vi forutsetter at respondentenes utdanningsnivå ved intervjudtidspunktet er et dekkende uttrykk for dette. At det er en slik sterk sammenheng mellom det endelige utdanningsnivået og ambisjonene ved flyttetidspunktet, er ikke utenkelig, særlig ikke for menn. For mennene i undersøkelsen var det også høyere flyttetilbøyelighet for dem som senere endte opp på universitets- og høyskolenivå enn for de øvrige (kolonne 7 og 8, tabell 3a). For jentene var en slik forskjell avhengig av at det samtidig ble kontrollert for aktuell aktivitet hver måned (kolonne 7 og 8, tabell 3b). Med utdanning brukt på denne måten var det ingen særlig forskjell mellom flyttingen for de to laveste utdanningsnivåene for noen av kjønnene. Forskjellen som framkommer ved ulik bruk av utdanningsvariabelen for jentene (kolonne 7 og 9, tabell 3b) tyder på at det blant de tidlige utflytterne har vært mange som ikke skulle komme til å ta utdanning senere, mens det blant dem som ble boende hjemme noe lenger, var det høyere risiko for flytting med økende utdanning.

Tabell 6. Fordeling av intervjupersonene etter utdanningsnivå ved intervjudtidspunktet og etter tid eksponert for flytting hjemmefra etter utdanningsnivå i alder 14-28 år. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Utdanningsnivå	Antall		Prosent fordeling endelig utdanning		Prosent fordeling eksponeringstid flytting hjemmefra	
	Menn 1543	Kvinner 4019	Menn 100,0	Kvinner 100,0	Menn 100,0	Kvinner 100,0
I alt						
Grunnskole	250	548	16,2	13,6	56,4	64,6
Videregående skole	864	2550	56,0	63,4	41,1	33,1
Høyskole	429	921	27,8	22,9	2,4	2,3

4.7. Betydningen av å være i utdanning og arbeid

Mesteparten av den tiden (i alder 14-28 år) intervjupersonene var eksponert for flytting hjemmefra har de enten vært under utdanning (45 prosent for menn, og noe over 60 prosent for kvinnene, som i gjennomsnitt er yngre) eller i arbeid (40 prosent for mennene og snaut 30 prosent for kvinnene), og resten (15 prosent for menn og 10 prosent for kvinner) er fordelt mellom tid da de både har arbeidet og utdannet seg og tid med annen aktivitet (hjemmearbeid, omsorg, arbeidsløshet, militærtjeneste og annet, inkludert tid det mangler opplysninger om).

For undersøkelsens kvinner og menn har det vært betydelig høyere risiko for flytting hjemmefra når de ikke var i utdanningssituasjon, omtrent det dobbelte for kvinnene og 40 prosent høyere risiko for mennene (kolonne 8, 10 og 11 i tabell 3a og b, og 1. avsnitt i tabell 7). Forskjellen ble større når det samtidig var kontrollert for utdanningsnivå (kolonne 10 og 11 i tabell 3a og b). Å være i arbeid ga høyere risiko for flytting hjemmefra enn å ikke være i arbeid, 40 prosent høyere risiko for mennene og 20 prosent høyere for kvinnene (2. avsnitt i tabell 7), og alle disse forskjellene var signifikante ($p < 0,01$). Når aktivitetsstatus inndeles både etter om de er i utdanning eller arbeid, begge deler eller i annen aktivitet (dersom de ikke samtidig arbeider eller er under utdanning) ble det påvist høyest risiko for flytting hjemmefra når menn bare var i arbeid, og noe lavere når de samtidig var under utdanning. Risikoen var lavest for menn under utdanning, mens den i perioder med bare annen aktivitet lå på omtrent samme nivå som periodene med både jobb og utdanning (3. avsnitt i tabell 7). Modellen med firedeling av aktivitetene var for menn ikke signifikant bedre enn modeller der det bare ble skilt mellom arbeid/ikke arbeid eller utdanning/ikke utdanning. De fleste som ikke var i utdanning var bare i arbeid og de små gruppene som gjorde begge eller ingen av delene skilte seg ikke ut ved sin flytteatferd (4. og 5. avsnitt i tabell 7).

For kvinnene ble det signifikant forbedring av modellen ved å utvide til de fire aktivitetskategoriene. Det var kvinner i andre aktiviteter enn arbeid og utdanning (hjemmearbeid og svangerskapspermisjon) som hadde størst flyttetilbøyelighet (4. og 5. avsnitt i tabell 7), samlet nær 40 prosent høyere enn kvinner i arbeid hadde, om alle andre faktorer var like. Lavest flytteintensitet hadde også kvinnene når de var under utdanning, mens kvinner i faser med med både utdanning og arbeid hadde noe lavere flyttetilbøyelighet enn de som bare arbeidet. Omfanget av deltidsarbeid er lite for dem som er i denne fasen av livet, iallfall når de som samtidig er under utdanning er behandlet separat, og grad av sysselsetting hadde liten betydning for flytteatferden.

4.8. Egne økonomiske ressurser

Fordi flytting fra foreldrehjemmet i så stor grad ble framskyndet av å være i arbeid, spesielt for menn, kunne det tenkes at også økonomiske ressurser oppsamlet over tid kunne påvirke flytteatferden. Det var imidlertid yrkeserfaring på mindre enn et halvt år som ga høyest flytterisiko for både menn og kvinner, når det samtidig ble kontrollert for alder, utdanning ved flyttetidspunktet, aktivitet og de faste bakgrunnsfaktorene. Dette skyldes at mange flytter for å skaffe seg arbeid. Den relativt høye flytterisikoen for kvinner med mer enn 5 års yrkeserfaring er basert på observasjon av svært få kvinner, og er neppe signifikant. Kumulert inntekt⁶ er sterkt korrelert med kumulert yrkesaktivitet, og månedsinntekt også delvis med yrkeserfaringen. Med så sterk sammenheng mellom variablene ble de testet én og én i separate modeller men med samtidig kontroll for alder, faste bakgrunnsvariable, aktivitet og utdanningsnivå ved flyttingen. Det var ingen av inntektsvariablene som ga klart signifikant modellforbedring, men høy månedsinntekt for mennene født i 1960 (over 15 000 1989-kroner) ga høy flytterisiko (omtrent 50 prosent høyere enn for de laveste inntektsnivåene), og forskjellene lå på grensen til signifikans ($p = 0,069$). For kvinnene var det ingen signifikant sammenheng mellom inntektsnivå og flytterisiko.

⁶ Månedsinntekt er for hvert kalenderår beregnet ved å omregne årsinntekten til 1989-kroner og dividere på 12. Årsinntekt er her skattbar arbeidsinntekt stammer fra SSBs skattedata 1967-89, som er koblet til dataene fra familie- og yrkesundersøkelsen. Bare kohortene som er født etter 1950 (1960-kohorten for menn og de fire kohortene født fra og med 1955) er med i disse modellene.

Tabell 7. Relativ risiko for flytting hjemmefra etter aktivitet¹, kumulert yrkesaktivitet, kumulert inntekt og månedlig inntekt². Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Variabel	Kategori	Relativ risiko	
		— MENN —	— KVINNER —
Aktivitet	Ikke under utdanning	1,43	2,05
	Under utdanning	1,00	1,00
Aktivitet	Ikke i arbeid	1,00	1,00
	I arbeid	1,43	1,22
Aktivitet	Ikke i utdanning/arbeid	1,00	1,39
	I arbeid	1,28	1,00
	Under utdanning	0,82	0,59
	Arbeid og utdanning	1,03	0,91
Aktivitet	Ikke i utdanning/arbeid	1,00	1,46
	I arbeid (heltid)	1,27	1,00
	I arbeid (deltid)	1,15	1,01
	Under utdanning	0,87	0,59
	Arbeid og utdanning	1,00	0,84
Aktivitet	Militærtjeneste	0,81	
	Arbeidsløs	0,74	
	Annet	1,14	
	I arbeid	1,17	
	Under utdanning	0,81	
Aktivitet	Arbeid og utdanning	1,00	
	Hjemmeværende		2,12
	Arbeidsløs		0,83
	Svangerskapsspermisjon		1,36
	Annet		1,05
	I arbeid		1,00
	Under utdanning		0,59
	Arbeid og utdanning		0,84
Kumulert yrkesaktivitet	0 år	0,93	0,59
	< 0,5 år	1,84	1,36
	0,5 - 1 år	0,99	0,94
	1 - 2	1,00	1,00
	2 - 3	0,91	0,97
	3 - 4	0,82	1,22
	4 - 5	0,93	1,07
	> 5 år	0,84	1,23
Kumulert yrkesaktivitet	0 år	1,00	0,54
	< 2 år	1,31	1,00
	2 - 5 år	0,98	0,99
	> 5 år	0,94	1,15
Kumulert inntekt ² (i tusen 1989-kroner)	0	1,00	0,87
	< 20	1,09	1,00
	20-50	1,08	1,14
	50-100	0,82	1,02
	100-200	0,81	1,00
	200-300	1,00	1,15
	300-500	1,05	1,11
	> 500	1,21	0,99
Månedlig inntekt ² (i tusen 1989-kroner)	0	0,86	0,92
	< 2	0,83	1,07
	2-4	1,00	1,07
	4-6	0,84	1,07
	6-8	1,21	1,00
	8-10	0,99	1,05
	10-15	1,20	1,02
	> 15	1,48	0,60

¹ Inndelingene etter aktivitet er testet én og én sammen med kovariatene alder, kohort, region, sosioøkonomisk bakgrunn og utdanningsnivå. Effektene av de andre kovariatene er som i tabell 3a og b. ² Kumulert yrkesaktivitet og inntekt er testet én og én sammen med kovariatene alder, kohort, region, sosioøkonomisk bakgrunn, utdanningsnivå og aktivitet.

³ Menn født 1960 og kvinner født fra og med 1955.

4.9. Oppsummering av forskjeller mellom kjønnene

Analysen av flyttingen fra foreldrehjemmet, slik den er rapportert i familie- og yrkesundersøkelsen 1988, viser både en del ulikheter mellom menn og kvinner både i alder ved flyttingen og i hvordan den er påvirket av ulike bakgrunnsfaktorer. En svakhet ved undersøkelsen i forbindelse med akkurat denne analysen er at det ble intervjuet flere kvinner enn menn, at flere kohorter er representert blant kvinnene og at disse i gjennomsnitt er født senere enn mennene i undersøkelsen. Som grunnlag for å trekke helt sikre konklusjoner, burde analysen kompletteres med modellkjøringer med bare felles fødselskullene (1945 og 1960). Langt på vei er dette gjort, men vi viser det ikke her, og så langt er ikke konklusjonene endret på grunnlag av dette.

Kvinner flyttet i gjennomsnitt tidligere hjemmefra, men i lav alder (under 16 år) var det like høy risiko for flytting blant guttene som blant jentene når alle kohortene sees under ett (figur 1). For jentene hadde oppvekststed stor betydning for flytteatferden og sosioøkonomisk bakgrunn spilte atskillig mindre rolle, mens det for guttene var omvendt. Verken for region eller sosioøkonomisk bakgrunn tilsier interaksjon med kohort at dette skyldes utvalgets karakter. Forskjellene kan derimot dels forklares ved gutters og jenters ulike orientering på arbeidsmarkedet, og at det for ungdom født i denne perioden oftest var guttene som overtok gårdsbruk. Blant guttene var det ellers funksjonærsønnene som flyttet tidligst hjemmefra, mens det for jentene var en del tidlig flytting blant døtre av bønder og ufaglærte arbeidere. Tidlig flytting er for gutter forbundet med høy sosial status, mens det ikke er slik for jentene.

Antall søsken påvirket gutters og jenters flytteatferd nokså likt. Religiøs aktivitet hadde ingen stor betydning for oppbruddet hjemmefra, men kan ha bremsset jentenes flytting noe. Et annet kjennetegn som kan tolkes som et uttrykk for uavhengighet av foreldrenes normer og at ungdom betrakter seg selv som voksne, er seksuell erfaring. Også for denne variabelen var det jentenes atferd som ble sterkest påvirket, og nokså mye sammenliknet med effekten av andre bakgrunnsvariable. Også for guttene fremmet seksuell erfaring oppbruddet hjemmefra, for jentene var det i tillegg en effekt av å ha debutert tidlig.

Betydningen av høyt utdanningsnivå, av å være i arbeid og av høy inntekt var at det har påvirket utflyttingen nokså klart for mennene i undersøkelsen, mens effekten av disse faktorene var mer tvetydig for kvinner. Mens guttenes atferd altså forklares bedre av økonomiske variable enn jentenes atferd gjør, er det hos jentene det er størst effekt av variable som uttrykker holdninger. Samtidig har sosial klassebakgrunn hatt størst betydning for guttenes flytting.

5. Samspill effekter

Variable som er funnet å ha klart signifikant effekt på flytting hjemmefra for minst ett av kjønnene ble testet for interaksjoner med de øvrige, det vil si alle unntatt religiøs aktivitet, kumulert yrkesaktivitet og inntektsvariablene. (Inntektsvariablene ville også være problematiske fordi de ikke er komplette for alle kohortene).

Alder inngår i mange signifikante samspill, også med variable som ikke har vist signifikant effekt på flyttingen. At de to mannskohortene, som ikke har signifikant forskjellig samlet flytterisiko, har ulikt aldersmønster, er omtalt tidligere (avsnitt 4.1. og figur 2a, s. 21). Også for kvinnekohortene varierte aldersmønsteret noe, med noe hyppigere utflytting i lav alder for de eldste kohortene, og samspillet var signifikant (figur 2b). De regionale forskjellene i kvinners utflytting er mest uttalte i lave alderstrinn (figur 2c), men også for menn er det signifikant interaksjon mellom region og alder. Guttene fra utkantområdene hadde større tilbøyelighet til å flytte svært tidlig ut, men sett over hele alderintervallet har de hatt like lav flytterisiko som guttene fra

storbyer (figur 2c). De relativt store forskjellene i flytterisiko for gutter med ulik sosioøkonomisk bakgrunn er størst i alder fra og med 19 år og over og ikke så tydelig for de laveste trinnene (figur 2e), men her er ikke samspillet med alder signifikant. Døtre av bønder og ufaglærte arbeidere er derimot klart overrepresentert blant de helt tidlige flytterne, selv om deres samlede risiko for flytting hjemmefra i det studerte aldersintervallet ikke er så mye større enn for de andre gruppene (figur 2f). Blant kvinnene var det en tendens til at enebarna, når de kom til den høyeste delen av aldersintervallet, tok igjen noe i flyttingen hjemmefra i forhold til de andre gruppene, men en slik effekt kunne ikke sees blant menn (ikke vist her).

At alder har samspillseffekter med tid siden seksuell debut, utdanningsnivå og aktivitet, er rimelig siden kategoriene for disse dynamiske variablene er skjevfordelte i det studerte aldersintervallet. Aktivitets- og utdanningsvariablene har ikke uventet sterke interaksjoner med hverandre. Det er på det laveste utdanningsnivå flyttetilbøyeligheten er størst når menn ikke er under utdanning, for de høyere utdanningsnivåene teller ikke aktivitet noe særlig. For kvinnene gir det lavere flyttetilbøyelighet å være under utdanning både når de er på det laveste og høyeste utdanningsnivået, men ikke på det midtre. Noen forklaring på dette har vi foreløpig ikke. Utdanningsnivå har flere samspill med andre variable.

Også seksuell debutstatus inngår i flere signifikante interaksjoner. Blant annet er det særlig i storbyområdene det er noen særlig effekt av tidlig seksuell debut for jentene. I alle regioner betyr det imidlertid mye å ha debutert, både blant gutter og jenter.

I de tilfelle det er påvist et signifikant samspill, er det ofte et forståelig mønster i samspillene, selv om vi ikke i alle tilfelle ser helt rekkevidden av tolkningene. På den annen side er det noen samspill som til en viss grad har et tolkbart mønster, men som ikke ble påvist som signifikant. Blant annet var de regionale forskjellene størst for 1960-kohorten blant menn og 1955- og 1960-kohorten blant kvinnene. Det ser også ut som om forskjellene etter sosioøkonomisk bakgrunn også har vært sterkest for mennenes 1960-kohort. Forskjellene i flytterisiko etter antall søsken var derimot størst i den eldste mannskohorten.

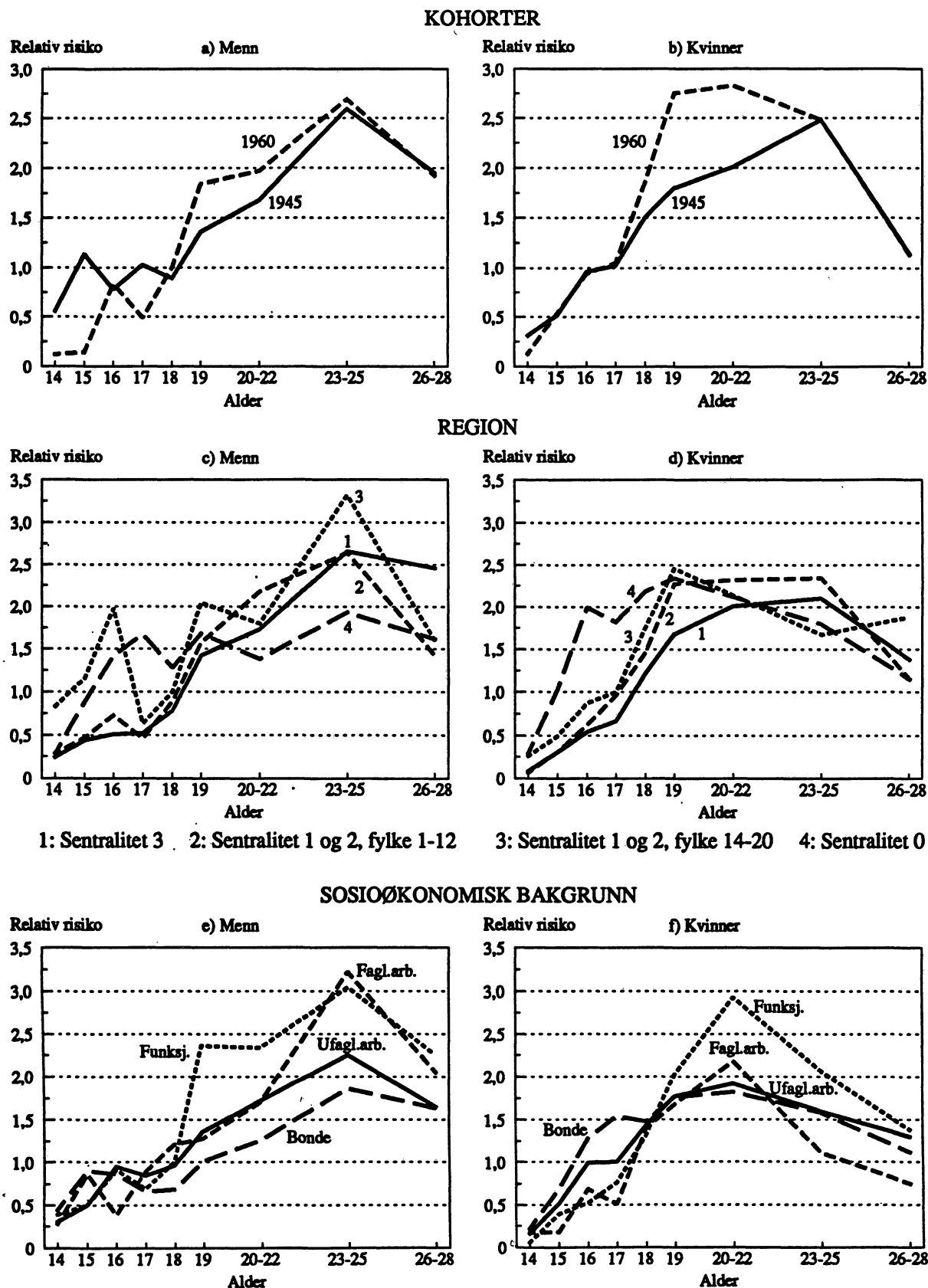
Tabell 8. Signifikans av interaksjoner mellom par av variable¹. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Kjønn/Variabel	MENN							KVINNER						
	Kohort	Reg	Søb	Søs	Deb	Niv	Akt	Kohort	Reg	Søb	Søs	Deb	Niv	Akt
Region	-							-						
Sos.øk. b.	-	-						-	-					
Søsken	-	-	-					-	-	-				
Seks. deb.	+	+	(+)					+	++	+				
Utd.nivå	+	-	+	(+)	-			+	+	(+)	-	+		
Utd.akt	-	-	-	-	+	++		-	+	(+)	-	+	++	
Alder	++	+	-	-	+	+	++	+	++	++	++	(+)	+	++

¹ Interaksjon mellom antall søsken og varighet siden seksuell debut er ikke undersøkt. Ett og ett par av variable er testet, men i to omganger, med ulikt antall andre kovariater inne i modellene. Svaret på signifikans av interaksjonene var nesten ikke påvirket av dette.

++ $p \leq 0,00001$
 + $0,0001 < p \leq 0,01$
 (+) $0,01 < p \leq 0,05$
 - $p > 0,05$

Figur 2. Sampill mellom alder og bagrunnsvariable ved flytting hjemmefra. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968¹



¹ I figur 2b er bare to kohorter vist, men alle 6 kohorter danner grunnlag for figur 2d og 2f

6. Hvorfor ungdom flytter hjemmefra

6.1. Kartleggingen av årsaksmønstre

Siden intervjuene ikke har gitt oss respondentenes egen begrunnelse for å flytte hjemmefra, måtte vi spore opp årsakene til flytting ved å se etter sammenfall i tid med andre registrerte livsløpsbegivenheter. En første gjennomgang av materialet viste at flytting ofte hadde skjedd samtidig med start av første samliv, start av en ny utdanning eller start av nytt arbeidsforhold. Start av militærtjeneste er også mulig flyttegrunn for guttene, men utgjorde en så beskjeden andel at den ble plassert under "andre årsaker" når det ikke falt sammen med noen av de andre årsakene. Flytting hjemmefra i forbindelse med første fødsel gjaldt bare noen få individer. Flytting ved start på samliv falt i noen tilfeller sammen med start på arbeid eller utdanning. Vi har i disse tilfellene plassert dem under samlivsstart. Siden alle datoopplysningene er gitt i måned og år (av og til kvartal), bestemte vi oss for å regne flytting og annen hendelse som sammenfallende bare når de falt i samme måned eller fulgte hverandre med én måneds avstand (uansett rekkefølge).

6.2. Flytteårsakene for jenter og gutter har felles trekk

Med forutsetningene nevnt ovenfor er fordelingen av flytteårsaker for hvert kjønn og hver fødselskohort gitt i tabell 9. En sammenlikning av jenters og gutters flytteårsaker må bygge på de to kohortene født i 1945 og 1960. Skifte av arbeid er den av de kjente begivenhetene som samlet har falt oftest sammen med gutters flytting hjemmefra (18 prosent i gjennomsnitt for hele mannmaterialet). Utdanning, ekteskap eller samboerforhold var omtrent jevnstore 13-14 prosent. Til sammen er samlivsinngåelse vært noe mindre viktig enn arbeid/utdanning for guttene. Andelen av flyttingene som ikke har falt sammen med noen av begivenhetene utgjør samlet 40 prosent.

For jentene var det inngåelse av samboerskap som hyppigst faller sammen med flytting hjemmefra når alle kohortene ble sett under ett, men når vi bare ser på dem født i 1945 og 1960 var det ekteskapene (22 prosent i gjennomsnitt) og arbeid (19 prosent), mens samboerforhold og utdanning var litt mindre viktig (12 og 14 prosent). For jentene var det en tredel som ikke hadde flyttet samtidig med annen registrert livsløpsbegivenhet, og altså en tredjedel i forbindelse med samliv og en tredjedel i forbindelse med arbeid eller utdanning. Det vil si at samlivsinngåelse samlet har vært en noe viktigere flytteårsak for kvinnene enn for mennene i undersøkelsen.

6.3. Ungdom født på 1960-tallet har andre flyttegrunner enn sine forgjengere

For de eldste kohortene av menn og kvinner var det ekteskap og arbeid som var hyppigste flytteårsak. At inngåelse av uformelt samliv gradvis har overtatt som flytteårsak framfor ekteskapene, gjelder for begge kjønn. Utdanning har også fått økt betydning på bekostning av flytting i forbindelse med arbeid. Dette stemmer overens med at utdanningslengden har økt betraktelig mellom de fødselskullene som inngår i undersøkelsen. For menn ser det ut som om flytting i forbindelse med samliv har økt svakt mellom 1945- og 1960-kohorten. Arbeid og utdanning har samlet gått en del tilbake som flytteårsak, mens også den andelen av flyttingene som ikke kan tilskrives noen av de kjente årsakene, har økt noe. For 1960-kohorten var samliv dermed noe viktigere flyttegrunn enn arbeid og utdanning tilsammen, mens gruppen med ukjent årsak fremdeles var størst.

Også for kvinnene har samlivene samlet gått noe fram som flyttegrunn, sammen med summen av arbeid og utdanning, mens det er flytting med ukjent årsak som har gått noe tilbake. Alt i alt er forskyvningene små når vi betrakter de tre hovedkategoriene, både for menn og kvinner.

I de to yngste kohortene er inngåelse av samboerforhold mer dominerende flytteårsak, men disse

kohortene kan ikke uten videre sammenliknes med de øvrige da de bare er observert fram til de var om lag 20 år og 23 år. For kohortene født utover på 1960-tallet er det stabilitet i de samlede andelene som flytter på grunn av arbeid og utdanning i forhold til de født 1960, men samboerforhold er blitt en svært dominerende flytteårsak. For disse er det under en fjerdedel som ikke har flyttet samtidig med registrert livsløpsbegivenhet, men dette kan skyldes at vi her ser på en annen aldersfase. Når flytteårsakene for de yngste kvinnekohortene sammenliknes med svarene som ble avgitt i ungdomsundersøkelsen 1990 (for kvinner mellom 17 og 24 år) kan det se ut til at utdanning og arbeid er den flyttegrunnen som blir undervurdert mest gjennom framgangsmåten her, hvor bare utdanningenes og arbeidsforholdenes start-tidspunkt brukes som kriterium.

Tabell 9. Flytting hjemmefra etter antatt årsak og kohort. Menn født 1945 og 1960. Kvinner født 1945, 1950, 1955, 1960, 1965 og 1968

Kjønn	Årsak	Kohort							
		Antall	Prosentfordeling						
		I alt	I alt	1945	1950	1955	1960	1965	1968
MENN	I alt	1194	100,0	100,0	-	-	100,0	-	-
	Samboerforhold	160	13,4	3,2	-	-	24,8	-	-
	Ekteskap	165	13,8	22,1	-	-	4,6	-	-
	Utdanning	172	14,4	12,9	-	-	16,1	-	-
	Arbeid	210	17,6	23,1	-	-	11,5	-	-
	Andre årsaker	487	30,1	38,8	-	-	43,0	-	-
KVINNER	I alt	3206	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
	Samboerforhold	610	19,0	1,6	6,9	15,3	22,8	33,5	41,2
	Ekteskap	531	16,6	30,8	26,0	19,0	12,9	3,9	2,9
	Utdanning	536	16,7	10,7	15,2	18,7	17,4	18,5	20,0
	Arbeid	565	17,6	21,5	18,2	20,3	16,6	14,6	13,0
	Andre årsaker	964	30,1	35,4	33,7	26,8	30,3	29,5	22,9

9. LITTERATUR

- Andersen, Arne (1989): Unge flytter nå stadig senere hjemmefra. Samfunnsspeilet 1989 (3): 15-17.
- Blom, Svein (1991): Personlig meddelelse.
- Blom, Svein (1992): Entry into first marriage or cohabitation by Norwegian men and women born 1945 and 1960. Paper 10th Nordic Demographic Symposium, Lund, Sweden, 12-14 August 1992.
- Blom, Svein og Turid Noack (1992): Dokumentasjonsrapport for familie- og yrkesundersøkelsen 1988 (F&Y 88). Interne Notater 92/4, Statistisk sentralbyrå.
- Blom, Svein, Turid Noack og Lars Østby: Bedre sent enn aldri. Upublisert manus.
- Bracher, Michael og Gigi Santow (1990): The family histories of Australian women. European Journal of Population 6:227-256.
- Faye, Arne (1989): Boforhold. I: Sosialt utsyn, Sosiale og økonomiske studier 70: 133-145, Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.
- Foss, Olaf, Kjetil Sørli og Inger Texmon (1987): All vekst i storbyer! Sentralisering av flytting og folketallsvekst på 1980-tallet. NIBR-rapport 1987:4.
- Goldscheider, Frances K. og Calvin Goldscheider (1989): Family structure and conflict: Nest-leaving expectations of young adults and their parents. Journal of Marriage and the Family 51:87-97.
- Goldscheider, Frances K. and Celine LeBourdais (1986): The decline in age at leaving home. Sociology and Social Research 70 (2):143-145.
- Grue, Lars (1987): Ungdom uten opprør? En rapport om attenåringers aktiviteter og holdninger. Kultur- og vitenskapsdepartementet.
- Gulbrandsen, Ole og Thorbjørn Hansen (1985): Nye husholdninger og boligbehovet. Universitetsforlaget.
- Hogan, Dennis P. (1978): The effects of demographic factors, family background, and early job achievement on age at marriage. Demography 15:161-175.
- de Jong-Gierveld, Jenny, Aart C. Liefbroer og Eric Beekink (1990): The effect of parental resources on patterns of leaving home among young adults in the Netherlands. Paper for Workshop on applications of the life course approach to household dynamics, Ghent, 7-9 June 1990.
- Kieman, Kathleen (1986): Leaving home: Living arrangements of young people in six West-European countries. European Journal of Population 2:177-184.
- Kravdal, Øystein (1985): Flytting fra foreldrehjemmet: Regionale og sosiale forskjeller blant svenske kvinner født 1936-60. Stockholm Research Reports in Demography 26. Universitetet i Stockholm.
- Kravdal, Øystein (1991): Hvor mange barn? Universitetsforlaget, Oslo.
- Kristiansen, Jan Erik (1989): Ungdoms levekår. Statistisk sentralbyrå, Kultur- og vitenskapsdepartementet, Universitetsforlaget.
- Latten, J.J. (1990): In the eighties young people stayed longer with their parents again. Development since the sixties. I: Maandstatistiek van de Bevolking 10/90:14-24, Central Bureau of Statistics, the Netherlands.
- Michael, Robert T. and Nancy B. Tuma (1985): Entry into the marriage and parenthood by young men and women: The influence of family background. Demography 22:515-544.
- Noack, Turid og Lars Østby (1981): Fruktbarhet blant norske kvinner - resultater fra fruktbarhetsundersøkelsen 1977. Samfunnsøkonomiske Studier SØS 49, Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.
- Olivier, Donald C. og Raymond K. Neff (1976): Loglin 1.0 User's Guide. Harvard University Health Science Computing Facility, Cambridge, MA.
- Riche, Martha F. (1987): Mysterious young adults. American Demographics 1987 (9): 38-43.

- Severeide, Paul Inge (1989): Utdanning. I: Sosialt utsyn, Sosiale og økonomiske studier 70: 69-88, Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.
- Statistisk sentralbyrå (1977): Flyttemotivundersøkelsen 1972. Samfunnsøkonomiske studier SØS 35, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Statistisk sentralbyrå (1981): Fruktbarhetsundersøkelse 1977. Norges offisielle statistikk NOS B 197, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Statistisk sentralbyrå (1984a): Standard for kommuneklassifisering. Standard for norsk statistikk 4. Statistisk sentralbyrå. Oslo-Kongsvinger.
- Statistisk sentralbyrå (1984b): Standard for inndeling etter sosioøkonomisk status. Standard for norsk statistikk 5. Statistisk sentralbyrå. Oslo-Kongsvinger.
- Statistisk sentralbyrå (1988): Levekårsundersøkelsen 1987. Norges offisielle statistikk NOS B 772, Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.
- Statistisk sentralbyrå (1989): Standard for utdanningsgruppering. Standard for norsk statistikk 7. Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.
- Statistisk sentralbyrå (1991): Familie- og yrkesundersøkelsen 1988. Norges offisielle statistikk NOS B 959, Statistisk sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.
- Sørli, Kjetil (1992): Analyse av flytting og bosetting i livsløpsperspektiv. I: Ljones, Olav, Bjørg Moen og Lars Østby: Mennesker og modeller. Livsløp og kryssløp. Sosiale og økonomiske studier 78:261-283.
- Texmon, Inger (1992): Flytting fra oppveksthjemmet. Upublisert manus.
- da Vanzo, Julie and Frances K. Goldscheider (1990): Coming home again: Returns to the parental home of young adults. Population Studies 44:241-255.
- Young, Christabel M. (1987): Young people leaving home in Australia. The trend towards independence. Australian Family Formation Project Monograph No. 9. Australian Institute of Family Studies, Melbourne.

