

Arbeidsnotater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

Dronningensgt. 16, Oslo-Dep., Oslo 1. Tlf. 41 38 20, 41 36 60

IO 71/18

21. oktober 1971

EN STUDIE AV NORSK LØNNSUTVIKLING
1920-1966. BASERT PÅ PHILLIPS-TEORI

Av

Olav Ljones

INNHOLD

	Side
Kapitel I. Innledning	2
Kapitel II. Datamaterialet	2
a) Beregning av arbeidsløshet	2
b) Lønnsdata	4
c) Prisdataba	4
Kapitel III. Estimering av lønnsendringsrelasjonen	4
a) Presisering av lønnsendringsrelasjonen	4
b) Den statistiske modell	6
c) Resultater	7
Kapitel IV. Oppsummering	13

Dette arbeid er opprinnelig skrevet som spesialoppgave ved det sosialøkonomiske studium. Forfatteren har stått fritt i valg av opplegg og undersøkelsesmetoder. Arbeidet gjengis her en del forkortet og med mindre endringer som forfatteren har ønsket å foreta. Synspunkter og konklusjoner står for forfatterens regning.

Ikke for offentliggjøring. Dette notat er et arbeidsdokument og kan siteres eller refereres bare etter spesiell tillatelse i hvert enkelt tilfelle. Synspunkter og konklusjoner kan ikke uten videre tas som uttrykk for Statistisk Sentralbyrås oppfatning.

KAP. I. INNLEDNING

Økonomer og politikere er meget opptatte av å få mer informasjon om priser og lønninger og hvordan disse endres. I dette notatet skal jeg se på lønnsutviklingen og hvordan den påvirkes av arbeidsmarkedsforhold. Den årlige lønnsendring som vi skal se på antar vi avhenger blant annet av forskjellen mellom tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft.

Dette notat er basert på arbeidet med en spesialoppgave til Sosial-økonomisk embetseksamen. Hensikten med denne publisering er å få samlet noen av de resultater en kom fram til i dette arbeidet.

Jeg har ikke tatt med noen teoretisk diskusjon av den såkalte Phillips-teori som danner utgangspunktet for beregningene. Ved et eventuelt videre arbeid med denne problemstilling tror jeg det vil være på sin plass med en skikkelig gjennomdrøfting av teorien.

Et problem som svært mange har ved arbeider med denne problemstilling er å skaffe brukbare data. I dette notat har jeg brukt en del plass på å forklare én beregningsmetode for arbeidsløshet. Jeg har ikke gitt noen grundig drøfting av kvaliteten av de beregninger som er foretatt. Ved videre arbeid bør en også forsøke å arbeide mer med å skaffe seg gode lønns- og prisdata.

I den såkalte "rene Phillips-teori" lar en lønnsendringen være en funksjon av arbeidsløsheten. Mange forfattere har ikke sett seg fornøyd med bare å bruke arbeidsløshet som forklaringsvariabel og har føyd til andre forklaringsvariable. I dette arbeid vil vi forklare lønnsendring ut fra arbeidsløshet og prisendringer.

KAP. II. DATAMATERIALET

a) Beregning av arbeidsløshet

Ved å ta differensen mellom yreksbefolkningen og sysselsettingen får en et mål for arbeidsløsheten. Jeg skal i det følgende avsnitt kort beskrive den beregningsmetode jeg har benyttet. Jeg har beregnet arbeidsløshet for årene 1920-1967, men ikke benyttet samme metode for hele perioden.

Perioden 1930-1967

Jeg bygger her på følgende materiale:

Nasjonalregnskapets årsverk data. Folketellingens yrkesbefolknings-tall (yrkesbefolkningen = sysselsatte + arbeidsledige). Tallene for dette har

jeg fra SØS 16 [20] tabell 6, som gir tall for hvert 5. år. For å få tall for hvert år har jeg laget anslag ved å interpolere lineært for 5 års periodene. For årene etter 1960 har jeg beregnet yrkesbefolkningen på grunnlag av opplysninger om folkemengden over 15 år i 1966 og den antatte yrkeshyppighet som jeg har satt lik yrkeshyppigheten i 1960.

På grunn av forskjell i definisjoner får en ikke arbeidsledigheten som differensen mellom yrkesbefolkningen og utførte årsverk. Dette skyldes:

a) En del årsverk utføres av personer som ikke er medregnet i yrkesbefolkningen (for eksempel kvinnelig familiearbeidskraft i jordbruket).

b) En del yrkesaktive personer (som ikke er arbeidsløse) utfører en arbeidsinnsats forskjellig fra ett årsverk i løpet av et år.

Jeg har i beregningene forsøkt å ta hensyn til a), når det gjelder kvinnelig familiearbeidskraft i jordbruket. Andre effekter har jeg ikke fått tatt hensyn til og en får håpe at avvikene utjevner hverandre mest mulig.

Budsjettnemnda for jordbruket har i to innstillinger 1960 og 1968 [21] beregnet årsverk som er utført av kvinnelig familiearbeidskraft i jordbruket. Jeg har tatt utgangspunkt i beregningene i fra 1960 kjedet sammen med tall fra 1968 og foretatt lineære interpoleringer for de år som en ikke har beregninger for.

Arbeidsløsheten for hvert år i perioden beregnes ved å ta differensen mellom yrkesbefolkningen og nasjonalregnskapets årsverktall fratrukket årsverk utført av kvinnelig familiearbeidskraft i jordbruket. Jeg har ikke beregnet tall for krigsårene 1940-45. Arbeidsløshetsprosenten beregnes ved å beregne arbeidsløse i prosent av den totale yrkesbefolkning.

Perioden 1920-1930

Da nasjonalregnskapets årsverktall ikke går lenger tilbake enn til 1930 kan en ikke bruke samme metode for beregning av arbeidsløsheten for årene før 1930.

Den metoden jeg har brukt for denne perioden tar utgangspunkt i prosenttall for ledighet blant fagforeningsmedlemmer. Jeg har antatt at arbeidsløsheten blant selvstendige næringsdrivende og funksjonærer er svært liten slik at jeg ser bort fra den. Folketellingen (4 hefte 1950 [22] tabell 16) gir opplysninger om antall arbeidere i 1920 og 1930. Antall arbeidere i de mellomliggende år er beregnet ved lineær interpolering. Arbeidsløsheten anslås da ved å anvende arbeidsløshetsprosenten blant fagforeningsmedlemmer på antall arbeidere. Tallene for 1920-1930 kjedes sammen med tallene for perioden 1930-1966.

Beregningene bygger på grove forenklinger og det er vanskelig å

vurdere kvaliteten.

Resultatene er gjengitt i tabell 3.

b) Lønnsdata

Som mål for pengelønnen bruker jeg den gjennomsnittlige timefortjeneste for mannlige industriarbeidere. Tallene er hentet fra Økonomisk utsyn 1900-1950 [23] tabell 89. For årene etter 1950 har jeg brukt indeksen for gjennomsnittlig timefortjeneste for voksne menn i bergverk og industri, hentet fra Statistisk Sentralbyrås månedlige statistikk. Jeg har kjedet lønnsindeksene sammen. Indeksen er slik at for år 1900 er den lik 100. 100 indekspoeng tilsvarer omtrent kr. 0,32.

c) Prisdata

For perioden før 1950 har jeg hentet opplysninger om prisnivået fra Økonomisk utsyn 1900-1950 [23] tabell 89. Jeg har laget meg sammenhengende indekstall ved å kjede dette sammen med Statistisk Sentralbyrås konsumprisindeks etter 1950 publisert i Statistisk månedshefte. (1900 = 100).

Den måten jeg har skaffet meg lønns- og prisdata på er ikke tilfredsstillende, men jeg har ikke villet forsøke merarbeidet ved å konstruere bedre indekser. I det hele må en si at det er et stort problem å skaffe et skikkelig datagrunnlag for analysen.

KAP. III. ESTIMERING AV LØNNSENDRINGSRELASJONEN

a) Presisering av lønnsendringsrelasjonen

Jeg vil definere følgende variable

W_t = lønnsindeksen for år t

$\Delta W_t = (W_t - W_{t-1})$, som den årlige lønnsendring i år t ¹⁾

U_t = arbeidsløshetsprosenten i år t

P_t = prisindeksen for år t

$\Delta P_t = (P_t - P_{t-1})$, den årlige prisstigning i år t ²⁾

1) Jeg ser på den absolutte endring i lønnsindeksen. Andre forfattere (for eks. Phillips [1]) ser på den relative lønnsendring $\Delta W_t^* = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}}$. Det

at jeg benytter den absolutte lønnsendring gjør det vanskelig å foreta internasjonale sammenligninger. I appendikset beregner jeg lønnsendringsrelasjonen for relative lønnsendringer.

2) Tilsvarende som for lønnsendring (se note 1) kunne en ha benyttet den relative prisstigning $\Delta P_t^* = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$.

Vi har en teori om at lønnsendringen årlig er en funksjon av arbeidsløsheten og prisstigningen.

$$(3.1) \quad \Delta W_t = F(U_t, \Delta P_t)$$

Om formen på F-funksjonen vil vi anta:

$$\frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} < 0$$

Den årlige lønnsendring avtar når arbeidsløsheten øker.

$$\frac{\partial^2 \Delta W_t}{\partial U_t^2} > 0$$

Vi antar at Phillippskurven er krummet mot origo.

$$\frac{\partial \Delta W_t}{\partial \Delta P_t} > 0$$

Når prisene stiger blir lønnsøkningen større, eller egentlig at økt prisstigning betyr økt lønnsendring.

$$\text{Vi setter: } \frac{\partial^2 \Delta W_t}{\partial P_t^2} = 0$$

Jeg skal se på to måter å utforme (3.1) på.

$$(3.2) \quad \Delta W_t = \alpha + \beta_1 U_t + \beta_2 U_t^2 + \beta_3 \Delta P_t + u_t$$

u_t - er et stokastisk restledd som vi skal komme tilbake til seinere.

$$(3.3) \quad \Delta W_t = \mu + \phi_1 \frac{1}{U_t} + \phi_2 \Delta P_t + v_t$$

v_t - stokastisk restledd.

I (3.2) og 3.3) er $(\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3)$ og (μ, ϕ_1, ϕ_2) konstante koeffisienter som vi skal estimere.

En får av (3.2)

$$(3.4) \quad \frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} = \beta_1 + 2\beta_2 U_t$$

$$(3.5) \quad \frac{\partial^2 \Delta W_t}{\partial U_t^2} = 2\beta_2$$

En skal da ha $\beta_2 > 0$

og

$\beta_1 + 2\beta_2 U_t < 0$ for at forutsetningene om (3.1) skal være tilfredsstillt.

Vi må altså ha $\beta_1 < 0$. En ser imidlertid at når

$$U_t > -\frac{\beta_1}{2\beta_2}$$

vil $\frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} > 0$ som strider mot de forutsetninger vi gjorde om (3.1). Hvis

$-\frac{\beta_1}{2\beta_2}$ er meget stor kan en si at dette ikke har praktisk interesse, og at en

bare er interessert i et begrenset område av de variable. Dette vil vi komme tilbake til senere.

Av (3.3) får vi:

$$(3.6) \quad \frac{\partial W_t}{\partial U_t} = -\frac{\phi_1}{U_t^2}$$

$$(3.7) \quad \frac{\partial^2 W_t}{\partial U_t^2} = \frac{2\phi_1}{U_t^3}$$

For at de krav vi stiller til (3.1) skal være oppfylt må $\phi_1 > 0$.

En kan merke seg at ved å velge (3.3) framfor (3.2) får en én parameter mindre å estimere.

Det er ikke lett på forhånd å vurdere hvilken funksjonsform (3.2) eller (3.3) som er den beste. Jeg har estimert parametre i begge.

b) Den statistiske modell

Jeg kan ikke gå så grundig inn på formuleringen av den statistiske modell men bare peke på noen punkter som jeg mener kan ha spesiell interesse.

Med utgangspunkt i (3.1) vil vi oppfatte U_t og ΔP_t som ikke stokastiske variable. ΔW_t oppfattes som stokastisk variabel.

u_t - er et stokastisk restledd - som vi gjør følgende forutsetninger om:

$$(3.8) \quad E u_t = 0 \quad t = 1, \dots, n$$

$$(3.9) \quad \text{var } u_t = \sigma^2 \quad t = 1, \dots, n$$

$$(3.10) \quad E(u_t, u_{t-\theta}) = 0 \quad \theta \neq t, t = 1, \dots, n$$

Forutsetningen (3.10) om at en ikke har autokorrelasjon er nok tvilsom i slike tilfeller med tidsseriedata. Jeg vil teste om det er autokorrelasjon med en Durbin-Watson test (om denne test, se Malinvaud [24] sidene 421-425). En kan tilføye at minstekvadraters estimerer på koeffisientene når en har autokorrelasjon i restleddet blir forventningsrette, men minstekvadraters

metoden gir ikke de beste estimater og en har ikke forventningsrette estimater for variansen. (Malinvaud [24] side 420).

Jeg har behandlet estimeringsproblemet som et problem med å estimere koeffisientene i en enkelt relasjon (singel equation problem). Enkelte vil kanskje oppfatte relasjonen som "utledet av" en "bakenforliggende modell". Jeg mener at den også kan oppfattes som en strukturligning som tilhører en "bakenforliggende modell". Et eksempel på en tilsvarende relasjon i en makro-økonomisk modell finner en i Klein, Introduction to Econometrics [25] sidene 229-230.

I vår relasjon er det da ikke sikkert at en kan oppfatte de variable på høyre side som eksogene. Minste kvadraters estimater for koeffisientene når en har endogene variable på høyre side i ligningen gir forventningsskjev og inkonsistente estimatorer. De problemene en får ved estimering når relasjonen inneholder endogene variable på høyre side er blant annet behandlet i Johnstone [26] side 275.

c) Resultater

Resultatene som jeg nå skal gjengi, er framkommet ved minste kvadraters metode. Beregningene er utført på elektronisk datamaskin i Statistisk Sentralbyrå etter det standard regresjonsprogram som benyttes der [27].

Estimering av koeffisientene i (3.2) ga som resultat:

$$(3.11) \quad \Delta W_t = 106,87 - 24,50 U_t + 1,44 U_t^2 + 1,96 \Delta P_t$$

$$(6,641) \quad (0,5831) \quad (0,3760)$$

Multipel korrelasjonskoeffisient: $R = 0,89843$

Standardavvik på estimatet: $S = 36,58223$

Durbin-Watson (d-statistic): 1,4355

I (3.11) angir tallene i parentes under regresjonskoeffisientene standardavviket på de respektive estimerte koeffisientene.

Jeg vil teste om de variable samlet gir noen forklaring av variasjonen i ΔW , ved en simultan test som er beskrevet av Åge Sørsveen i [28] side 17.

Den teoretiske multiple korrelasjonskoeffisient ρ

Nullhypotese $H_0: \rho = 0$

Alternativet: $H_1: \rho > 0$

$$F^0 = \frac{R}{1-R} \frac{n-k-1}{k}$$

$n = 41$, antall observasjoner

$k = 3$, antall variable på høyre side

Det kan vises at F^0 er F-fordelt med k og $(n-k-1)$ frihetsgrader.

Forkast H_0 når: $F^0 > F_{95,3,37}$. $F_{95,3,37}$ er 95 % fraktilen i F-fordelingen med $k = 3$ og $(n-k-1) = 37$ frihetsgrader

$$F^0 = 111$$

$$F_{95,3,37} = 8,6$$

Konklusjon er da at vi forkaster H_0 , som støtter opp om teorien om at variasjonen i ΔW kan forklares ved (3.2).

Den såkalte d-statistic kan brukes til en test om det er autokorrelasjon. Tabell 1 side 424 i Malinvaud [24] gir forkastningskriterier for hypotesen om ingen autokorrelasjon. I vårt tilfelle kan en konkludere med at en ikke med bestemthet må forkaste hypotesen om ingen autokorrelasjon.

Ved å benytte resultatene i (3.11) får en at:

$$(3.10) \quad \frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} = -24,50 + 2,88 U_t$$

Setter en inn den gjennomsnittlige arbeidsløshetsprosenten $U = 4,44$ i (3.10) får en:

$$(3.11) \quad \frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} = -11,71$$

-11,71 timelønnsindekspoeng tilsvarer omtrent kr. 0,04. Dette betyr tilnærmet at en partiell endring på en enhet i arbeidsløshetsprosenten, når denne i utgangssituasjonen er lik sin gjennomsnittsverdi, betyr en lønnsendring på 4 øre pr. time. Når arbeidsløsheten øker vil marginale økninger i arbeidsløsheten gi mindre utslag i lønnen.

En ser at for $U_t = 8,51$ vil

$$\frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} = 0$$

og når $U_t > 8,51$ vil

$$\frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} > 0$$

Dette strider mot vår hypotese om at Phillipskurvene skal være fallende. I observasjonsmaterialet er det flere U_t verdier større enn 8,51.

Virkningen av en partiell prisendring vil være:

$$(3.14) \quad \frac{\partial \Delta W_t}{\partial \Delta P_t} = 1,96$$

Det betyr at en endring i prisendringen på 1 poeng gir en endring i lønnsendring på 1,96 poeng (tilnærmet).

Som en ser er det litt ugreitt å tolke

$$\frac{\partial \Delta W_t}{\partial \Delta P_t} \quad \text{og} \quad \frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t}$$

Imidlertid kan en vise, at for gitt W_{t-1} er:

$$(3.15) \quad \frac{\partial \Delta W_t}{\partial U_t} = \frac{\partial W_t}{\partial U_t}$$

og

$$\frac{\partial \Delta W_t}{\partial \Delta P_t} = \frac{\partial W_t}{\partial P_t} = \frac{\partial \Delta W_t}{\partial P_t}$$

Hvis en tar utgangspunkt i et initialt tidspunkt 0, vil lønnen på tidspunktet t være W_t som kan uttrykkes ved

$$(3.16) \quad W_t = W_0 + \alpha t + \beta_1 \sum_{i=0}^{t-1} U_{i+1} + \beta_2 \sum_{i=0}^{t-1} U_{i+1}^2 + \beta_3 (P_t - P_0) + \sum_{i=0}^{t-1} u_{i+1}$$

Jeg vil kort se på hvilke konklusjoner vår teori gir for reallønnsutviklingen. Reallønnen på tidspunktet t defineres som:

$$\frac{W_t}{P_t}$$

Virkningen på reallønnen av en partiell prisendring vil være:

$$(3.17) \quad \frac{\partial \left(\frac{W_t}{P_t} \right)}{\partial P_t} = \frac{\frac{\partial W_t}{\partial P_t} P_t - \frac{\partial P_t}{\partial P_t} W_t}{P_t^2} = \frac{\beta_3 P_t - W_t}{P_t^2}$$

$$\text{En ser at } \frac{\partial \left(\frac{W_t}{P_t} \right)}{\partial P_t} \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} 0 \quad \text{ettersom} \quad \beta_3 \begin{matrix} \geq \\ < \end{matrix} \frac{W_t}{P_t}$$

Innenfor denne teorien er det altså mulig at en partiell prisøkning fører til reallønnsøkning.

Andre estimeringsresultater

Jeg vil ganske summarisk gjengi en del andre resultater. Den videre estimering er også foretatt ved vanlig minstekvadraters metode.

Annen funksjonsform

$$\Delta W_t = \mu + \phi_1 \frac{1}{U_t} + \phi_2 \Delta P_t + v_t$$

Her er v_t et stokastisk restledd.

Estimeringen gir som resultat

$$(3.18) \quad \Delta W_t = 25,79 + 16,34 \frac{1}{U_t} + 2,69 \Delta P_t$$

(3,914) (0,2904)

Den multiple korrelasjonskoeffisient $R = 0,88848$

Standardavviket på estimerer $S = 37,72538$

Durbin-Watson (d-statistic) $1,288947$

En vil også i dette tilfellet si at en ikke får forkastet hypotesen om at $\Delta W_t = F(U_t, \Delta P_t)$.

Innføring av trendledd

I tilfeller med tidsserieundersøkelser når en ikke er sikker på om strukturen har vært konstant over tiden, innføres ofte et trendledd (t).

$$(3.19) \quad \Delta W_t = \alpha + \beta_1 U_t + \beta_2 U_t^2 + \beta_3 \Delta P_t + \beta_4 t + u_t$$

Minste kvadraters metode gir:

(t variabelen har verdiene 20, 21, ..., 39, 46, .., 66)

$$(3.20) \quad \Delta W_t = 26,26 - 15,13 U_t + 0,93 U_t^2 + 1,95 \Delta P_t + 1,28 t$$

(7,936) (0,617) (0,362) (0,644)

$$R = 0,90902$$

$$S = 35,19714$$

$$(d\text{-statistic}) = 1,428093$$

Det viser seg her at det bare er koeffisienten foran ΔP_t som er signifikant forskjellig fra null. Litt overraskende er det kanskje å se at koeffisienten foran trendleddet ikke er signifikant forskjellig fra null.

Estimering med trendledd i den andre funksjonsformen gir:

$$(3.21) \quad \Delta W_t = - 38,91 + 11,28 \frac{1}{U_t} + 2,18 \Delta P_t + 1,67 t$$

(3,669) (0,288) (0,458)

$$R = 0,91943$$

$$S = 32,75997$$

$$(d\text{-statistic}) = 1,352288$$

En får her ved vår test at alle koeffisientene er signifikant forskjellige fra null.

Lagspesifikasjon av prisendringsfaktoren

Vi skal nå se hvilken innflytelse prisstigningen i tidligere perioder har på lønnen.

Prisendringen i perioden vil være ΔP_{t-2} .

En har følgende resultat:

$$(3.22) \quad \Delta W_t = 23,90 + 13,56 \frac{1}{U_t} + 2,18 \Delta P_t + 1,15 \Delta P_{t-1}$$

$$(3,320) \quad (0,270) \quad (0,271)$$

$$R = 0,92640$$

$$S = 31,36869$$

$$(d\text{-statistic}) = 1,074399$$

En ser altså at prisstigning i perioden før også påvirker lønnsendringen i den inneværende periode.

Betydningen av valg av tidsperiode

Når jeg valgte å undersøke tidsperioden 1920-1966 (krigsårene untatt) skyldes det delvis datamaterialet. Det at en starter med 1920 betyr at en får med sterkt skiftende konjunkturer i mellomkrigstiden. En kan også si at det først er fra dette tidspunkt at industrisamfunnet i Norge har stabilisert seg.

For å studere betydningen av valg av tidsperiode har jeg estimert lønnsendringsrelasjonen for årene 1950-1968. (Data fram til 1968 laget jeg ved interpolering).

En fikk som resultat

$$(3.23) \quad \Delta W_t = 37,45 - 5,61 U_t - 4,42 U_t^2 + 6,40 \Delta P_t$$

$$(25,981) \quad (10,258) \quad (2,287)$$

$$R = 0,71186$$

$$S = 15,30237$$

$$(d\text{-statistic}) = 1,066113$$

Det er bare koeffisienten foran ΔP_t som er signifikant forskjellig fra null.

Estimering på den andre funksjonsformen gir:

$$(3.24) \quad \Delta W_t = 22,54 + 3,97 \frac{1}{U_t} + 4,76 \Delta P_t$$

$$(1,867)^t \quad (2,317)$$

$$R = 0,60720$$

$$S = 16,76209$$

$$(d\text{-statistic}) = 0,694648$$

Her er alle koeffisientene signifikant forskjellige fra null. Det er imidlertid et problem med autokorrelasjon (merk den lave verdi på Durbin-Watson observatoren).

Sammenlikner en imidlertid resultatene i (3.24) med resultatene for perioden fra 1920 (3.18), ser en at koeffisientene har samme fortegn men er

betraktelig lavere i tallverdi foran leddet $\frac{1}{U_t}$. Videre er koeffisienten større foran prisleddet i (3.24) enn i (3.18).

Det at koeffisienten foran $\frac{1}{U_t}$ er lavere, stemmer overens med en teori om at Phillipskurven synker når arbeidsmarkedet reguleres bedre. En vil vel anta at arbeidsmarkedet har vært bedre regulert i etterkrigstiden enn i hele perioden sett under ett.

Den rene Phillips-teori

Den rene Phillips-teori er den teori hvor lønnsendringer bare søkes forklart ved forskjell på tilbud og etterspørsel representert ved arbeidsløshet.

$$(3.25) \quad \Delta W_t = 160,50 - 35,45 U_t + 1,68 U_t^2$$

(8,181) (0,755)

$$R = 0,81608$$

$$S = 4,750857$$

$$(d\text{-statistic}) = 1,285934$$

$$(3.26) \quad \Delta W_t = 33,89 + 27,88 \frac{1}{U_t}$$

(6,61)

$$R = 0,55948$$

$$S = 67,25488$$

$$(d\text{-statistic}) = 1,035779$$

Appendiks: Bruk av relative lønns- og prisendringer

Jeg har som tidligere nevnt benyttet absolutte lønns- og prisendringer, uttrykt i indekspoeng. Andre forfattere benytter stort sett relative lønnsendringer. På et seinere tidspunkt enn de andre beregningene har jeg manuelt foretatt beregninger med relative lønns- og prisendringer.

De relative endringer defineres

$$\Delta W_t^* = \frac{W_t - W_{t-1}}{W_{t-1}}$$

$$\Delta P_t^* = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Resultatene ble:

$$\Delta W_t^* = 0,0394 + 0,01186 \frac{1}{U_t}$$

(0,00862)

$$R = 0,21607$$

og

Tabell 1. Lønnsindeks og prisindeks

År	Gjennomsnittlig timefortjeneste industri W	Prisnivå P
1900	100	100
1919	505	305
1920	692	356
21	713	329
22	576	274
23	502	259
24	542	284
25	582	288
26	517	245
27	453	221
28	427	206
29	430	197
30	433	191
31	412	181
32	421	177
33	414	175
34	415	175
35	415	179
36	427	184
37	459	197
38	506	203
39	514	206
45	716	315
46	778	323
47	858	325
48	908	322
49	954	323
50	1 006	348
51	1 154	403
52	1 288	439
53	1 345	446
54	1 412	465
55	1 488	472
56	1 603	488
57	1 708	502
58	1 784	525
59	1 946	538
60	2 023	540
61	2 137	556
62	2 318	583
63	2 442	599
64	2 585	632
65	2 824	659
66	3 024	680

Tabell 2

År	Lønns- stigning ΔW	Pris- stigning ΔP	Beregnet arbeidsløshet i % U
1920	187	51	1,0
21	21	-27	7,8
22	-137	-55	7,5
23	-74	-15	4,7
24	40	25	3,7
25	40	4	5,7
26	-65	-43	10,5
27	-64	-24	10,9
28	-26	-15	8,2
29	3	-9	6,6
30	3	-6	7,1
31	-21	-10	11,1
32	9	-4	10,0
33	-7	-2	10,2
34	1	0	9,4
35	0	4	8,7
36	12	5	6,8
37	32	13	5,4
38	47	6	4,9
39	8	3	4,0
46	62	8	6,5
47	80	2	5,0
48	50	-3	4,2
49	46	1	2,9
50	52	25	2,2
51	148	55	2,3
52	134	36	1,4
53	57	7	1,9
54	67	19	0,4
55	76	7	0,4
56	115	16	0,9
57	105	14	0,7
58	76	23	2,1
59	162	13	1,6
60	77	2	1,4
61	114	16	0,9
62	181	27	1,0
63	124	16	0,8
64	143	33	0,6
65	239	27	0,1
66	200	21	0,5

Tabell 3. Arbeidsløshetsberegninger 1930-66

År	Nasjonal- regnskap Årsverk Total 1 000	Kvinnelig fam.arbeids- kraft, jordbruk Årsverk 1 000	Yrkes- befolkning 1 000	Arbeids- løshet 1 000
1930	1 199	123	1 158	82
31	1 167	123	1 175	130
32	1 194	122	1 192	119
33	1 206	121	1 208	123
34	1 230	120	1 252	115
35	1 253	119	1 242	108
36	1 290	118	1 258	86
37	1 322	117	1 274	69
38	1 344	116	1 291	63
39	1 370	115	1 307	52
46	1 387	113	1 362	88
47	1 413	112	1 369	68
48	1 430	112	1 375	57
49	1 454	112	1 382	40
50	1 464	107	1 388	31
51	1 460	103	1 389	32
52	1 463	99	1 389	20
53	1 461	97	1 390	26
54	1 479	95	1 390	6
55	1 478	93	1 391	6
56	1 473	91	1 395	13
57	1 475	87	1 398	10
58	1 457	84	1 402	29
59	1 463	80	1 405	22
60	1 470	80	1 409	19
61	1 483	79	1 416	12
62	1 488	79	1 423	14
63	1 498 ⁽¹⁾	79	1 430	11
64	1 508	79	1 437	8
65	1 520	78	1 444	2
66	1 522	78	1 451	7

(1) Fra 1963 korrigert med 5 000 årsverk for forlagsvirksomhet.

Tabell 4. Beregning av arbeidsløshet 1920-1930

År	Arbeidere 1 000	Arbeidsløshet blant fagfor.- medl. i % av medlemmene	Arbeids- løshet 1 000
1920	637,4	2,3	14,7
21	641,2	17,6	113,5
22	644,9	17,1	110,3
23	648,7	10,6	69,4
24	652,4	8,5	55,5
25	656,2	13,2	86,6
26	660,0	24,3	160,4
27	663,7	25,4	168,6
28	667,4	19,1	128,1
29	671,1	15,4	103,3
30	674,9	16,6	112,0

Kjedes dette sammen med beregningene for 1930-66 får vi

År	Arbeidsløshet 1 000
1920	10,8
21	83,1
22	80,7
23	50,8
24	40,6
25	63,4
26	117,4
27	123,4
28	93,8
29	75,6
30	82,0

Tabell 5. Den relative lønnsendring og den relative prisendring

År	ΔW_t^* Relativ lønnsendring	ΔP_t^* Relativ prisendring
1920	0,3703	0,1672
21	0,0303	-0,0758
22	-0,1921	-0,1672
23	-0,1284	-0,0547
24	0,0797	0,0965
25	0,0738	0,0141
26	-0,1117	-0,1493
27	-0,1238	-0,0980
28	-0,0574	-0,0679
29	0,0070	-0,0437
30	0,0070	-0,0305
31	-0,0485	-0,0524
32	0,0218	-0,0221
33	-0,0166	-0,0113
34	0,0024	0,0000
35	0,0000	0,0229
36	0,0289	0,0279
37	0,0749	0,0707
38	0,1024	0,0305
39	0,0158	0,0148
46	0,0860	0,0254
47	0,1028	0,0062
48	0,0583	-0,0092
49	0,0507	0,0031
50	0,0545	0,0774
51	0,1471	0,1580
52	0,1161	0,0893
53	0,0443	0,0159
54	0,0498	0,0426
55	0,0538	0,0151
56	0,0773	0,0339
57	0,0655	0,0287
58	0,0445	0,0458
59	0,0908	0,0248
60	0,0396	0,0037
61	0,0564	0,0296
62	0,0847	0,0486
63	0,0535	0,0274
64	0,0586	0,0551
65	0,0925	0,0427
66	0,0708	0,0319

Gjennomsnitt $\Delta \bar{W}_t^* = 0,0399$

$\Delta \bar{P}_t^* = 0,0114$

Litteraturliste

(Jeg har benyttet den samme litteraturliste som i den opprinnelige spesialoppgave. Det medfører at jeg har ført opp litteratur som det ikke finnes henvisninger til i teksten).

- [1] A.W. Phillips, The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1861-1957. *Economica* Numb. 97-100, 1958.
- [2] Gerhard Stoltz, Prisenivå og sysselsetting. Bergen 1962.
- [3] Jan Serck-Hanssen, Teorier for konsumentenes adfers. Universitetsforlaget 1964.
- [4] Haavelmo, forelesninger referert av Kaare Edvardsen. Sysselsettings-teori. Memo Sosialøkonomisk Institutt 2. juni 1962.
- [5] J.R. Hicks, The Theory of Wages. London 1963.
- [6] Edmund Phelps, Money Wage-Dynamics and Labor Market Equilibrium, *The Journal of Political Economy* Vol. 76 Number 4, July/Aug. 1968
- [7] Morten Tuveng, Arbeidsløshet og beskjeftigelse i Norge før og under krigen. Sak og Samfunn nr. 13, utg. av Christian Michelsens institutt. Bergen 1946.
- [8] Lawrence Klein, Economic Fluctuations in the United States 1921-1941. New York 1950.
- [9] E. Kuh, A Productivity theory of Wage-levels - an alternative to the Phillips-curve. *The Review of Economic Studies* oct. 1967, side 333.
- [10] Richard G. Lipsey, The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957. *Economica* vol. XXVII, 1960, numbers 105-108.
- [11] Gerd Skoe Lettenstrøm og Gisle Skancke, De yrkesaktive i Norge 1875-1960 og prognoser for utviklingen fram til 1970. Artikkel nr. 10, Statistisk Sentralbyrå, Oslo 1964.
- [12] Per Meinich, Elementær markedsteori. Universitetsforlaget, Oslo 1965.
- [13] Trygve Haavelmo, Hva kan statiske likevektsmodeller fortelle oss. Memo. Sosialøkonomisk Institutt, 10 sept. 1962.
- [14] Ronald G. Bodkin, The Wage-Price-Productivity Nexus. Philadelphia 1966.
- [15] Lars Jacobson, Assar Lindbeck, Labour Market Conditions. Wages and Inflation. Swedish experiences 1955-67. Paper presented at Econometric Society meeting in Amsterdam, sept. 1968.

- [16] George de Menil, Non linearity in a Wage Equation for U.S Manufacturing. The Review of Economics and Statistics, May 1969.
- [17] A.G. Hines, Trade Unions and Wage Inflation in the U.K. 1893-1961. Review of Economic Studies, vol. XXXI, 1964, side 221.
- [18] Nasjonalregnskap 1865-1960, Statistisk Sentralbyrå, NOS XII 163.
- [19] Nasjonalregnskap 1951-1967, Statistisk Sentralbyrå
- [20] Langtidslinjer i Norsk økonomi 1865-1960. SØS 16, Statistisk Sentralbyrå, 1966.
- [21] Beregning av arbeidsforbruket i jordbruket. Innstilling fra Budsjett-nemnda for jordbruket, jan. 1960 og okt. 1968.
- [22] Folketelling 1950, 4. hefte, Statistisk Sentralbyrå.
- [23] H.T. Amundsen, Innføring i teoretisk statistikk. Hefte 3. Universitetsforlaget.
- [24] E. Malinvaud, Statistical Methods of Econometrics. North Holland Publishing Company, Amsterdam 1968.
- [25] Lawrence, R. Klein, An Introduction to Econometrics. Prentice-Hall, 1962, U.S.A.
- [26] J. Johnston, Econometric Methods. Mc Graw-Hill, New York 1960.
- [27] Orientering for bruk av SSB's regresjonsprogram. 45 variable dobbel-præsisjon. Ingar Holme, Ib Tohmsen, Tor Halvorsen. Arbeidsnotat IO 68/1, Statistisk Sentralbyrå.
- [28] Åge Sørsveen, Analyse av faktorer som påvirker hovedkarakteren ved Sosialøkonomisk embedseksamen. Memo Sosialøkonomisk Institutt, 11. sept. 1966.

