



BoF Online

9 • 2010

**Okuns lag i Finland –
ett samband som förändrats
med tiden**

Malin Gardberg

Åsikter som framförs i publikationen är författarnas egna och överensstämmer inte nödvändigtvis med Finlands Banks uppfattningar.



EUROJÄRJESTELMÄ
EUROSYSTEMET

Finlands Bank

Avdelningen för penningpolitik och
forskning

14.12.2010

Innehåll

1	Okuns lag	4
1.1	Faktorer som påverkar arbetslöshetens elasticitet	5
1.2	Tidigare forskning	7
2	Data	7
3	Okuns lag i Finland – Empiriska resultat	9
3.1	Betans förändring över tiden	13
3.2	Test för ett strukturellt avbrott	14
3.3	Okuns lag i OECD-länder	15
4	Diskussion	16
5	Avslutning	18
	Källförteckning	19

Diagramförteckning

Diagram 1.	De cykliska serierna av log BNP och arbetslöshetsgraden för åren 1975–2009	8
Diagram 2.	Serierna för förändringen i arbetslöshet och BNP-tillväxt för åren 1976–2009	9
Diagram 3.	Observationerna från gapmodellen	11
Diagram 4.	Observationerna från differensmodellen	11
Diagram 5.	Okuns rullande beta för 11 år bakåt	13

Tabellförteckning

Tabell 1.	Resultat från de statiska regressionerna för Okuns lag	10
Tabell 2.	Resultaten från de dynamiska modellerna	12
Tabell 3.	Chow-test för en brytpunkt	14
Tabell 4.	Okuns koefficienter för de separata tidsperioderna	15

BoF Online

Malin Gardberg

malin.gardberg@shs.fi

Chefredaktör

Mika Pösö

ISSN

1796-9123 (online)

Okuns lag i Finland – ett samband som förändrats med tiden

Sjunkande BNP-tillväxt sammanfaller vanligtvis med stigande arbetslöshet. Den negativa relationen mellan arbetslöshet och produktion kallas Okuns lag efter nationalekonomen Arthur Okun (1962), som upptäckte det statistiska sambandet på 1960-talet. Förhållandet mellan arbetslöshet och produktionen fungerar både vid låg- och högkonjunkturer, men har dock varierat med tiden. Som en följd av recessionen 2009–2010 har arbetslöshetsgraden i Finland stigit från ca 6 % till nästan 9 % mellan tredje kvartalet år 2008 och första kvartalet år 2010. Under samma period har produktionen (BNP) fallit med nästan 9,5 %. Under depressionen på 1990-talet var relationen mycket starkare. Då BNP sjönk med 13 % steg arbetslösheten från 3,5 % till över 17 %. Med tanke på produktionens kraftiga minskning steg arbetslösheten historiskt sett lite under recessionen och relationen mellan fallet i produktionen och ökningen i arbetslöshet var mycket svagare än under tidigare kriser och nedgångar. Den här rapporten undersöker förhållandet mellan arbetslöshet och produktionstillväxt i Finland och hur de faktorer som påverkar arbetslöshetens känslighet för produktionsförändringar har utvecklats.

I följande stycke presenteras de mest använda modellerna för Okuns lag och de faktorer som kan tänkas påverka arbetslöshetens känslighet för produktionsförändringar. Stycke två förevisar data och det tredje stycket presenterar resultaten från de empiriska modellerna för Okuns lag i Finland. Stycke fyra diskuterar resultaten och det sista stycket avslutar.

1 Okuns lag

Okun (1962) presenterade två versioner för estimering av förhållandet mellan arbetslöshet och produktion: en gapversion och en differensversion. Båda versionerna är enkla ekvationer som använts av ekonomer bl.a. för att beräkna kostnaden för en minskning i produktionen i arbetslöshetstermer eller för att tillsammans med Philippskurvan estimeras den aggregerade utbudskurvan. (Villaverde och Maza 2009)

Gapversionen återger sambandet mellan arbetslöshetsgapet och produktionsgapet. Produktionsgapet är skillnaden mellan den verkliga produktionen y_t (reell BNP) och den s.k. potentiella produktionen (eller trendproduktionen) y_t^* . Med den potentiella produktionen avses den produktionsnivå som är förenlig med prisstabilitet och jämviktsarbetslösheten (NAIRU). Jämviktsarbetslösheten syftar på en arbetslöshetsnivå där inflationen är stabil. Arbetslöshetsgapet är klyftan mellan den nuvarande arbetslösheten u_t och jämviktsarbetslösheten u_t^* .¹ Gapversionen, som ursprungligen utformades för att identifiera hur mycket ekonomin kunde producera under full sysselsättning, kan beskrivas med följande modell:

$$u_t - u_t^* = \alpha - \beta(y_t - y_t^*) + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Produktions- och arbetslöshetsgapen, även kallade den cykliska produktionen y_t^c och arbetslösheten u_t^c , är dock inte observerbara utan måste estimeras. α är en konstant, även tolkad som arbetslösheten associerad med jämviktsarbetslöshet. Koefficienten β beskriver hur produktionsgapet påverkar arbetslöshetsgapet och ε är en felterm.

Differensversionen beskriver korrelationen mellan variationer i arbetslöshetsgraden och produktionstillväxt. Den statistiska differensversionen av Okuns lag kan beskrivas med ekvationen

$$\Delta u_t = \alpha - \beta \Delta y_t + \varepsilon \quad (2)$$

där Δu_t är förändringen i arbetslöshetsgraden, α är en konstant som beskriver hur mycket arbetslösheten ökar vid nolltillväxt, koefficienten β beskriver hur BNP:s tillväxttakt Δy_t påverkar arbetslöshetsgraden och ε är en felterm. I en recession leder en högre beta till en högre förväntad arbetslöshetsökning vid en given minskning i produktionen. Tillväxttakten i produktionen som behövs för att undvika en ökning i arbetslösheten är α/β (Knotek 2007).

Tidigare forskning har fått något varierande resultat för Okuns beta beroende på vilken version av sambandet de använt. Den här rapporten kommer därför att använda både gap-

¹ I den ursprungliga modellen använde Okun u_t som beroende variabel istället för $u_t - u_t^*$, men modellen har senare utvidgats för att förklara den cykliska arbetslösheten.

och differensversionen för att evaluera sambandet mellan arbetslöshet och BNP i Finland. Båda versionerna av Okuns lag har senare utvidgats av andra ekonomer för att inkludera ytterligare faktorer som påverkar sambandet mellan arbetslöshet och produktion, så som tidigare förändringar i arbetslösheten och BNP. Differensmodellen beaktar BNP-tillväxt och förändringar i arbetslöshetsgraden, medan de cykliska variationerna i BNP och arbetslöshetsgrad beaktas i gapmodellen. De dynamiska versionerna för differens- och gapmodeller- na består av både aktuella och tidsfördröjda effekter och kan skrivas på följande sätt:

$$\Delta u_t = \alpha - \beta_0 \Delta y_t - \beta_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$u_t^c = \alpha - \beta_0 y_t^c - \beta_1 y_{t-1}^c + \gamma_1 u_{t-1}^c + \varepsilon_t \quad (4)$$

där γ är en koefficient som beskriver hur tidigare förändringar eller nivåer i arbetslöshet påverkar den nuvarande förändringen eller nivån i arbetslöshet. Den dynamiska betan fångar upp de långsiktiga effekterna av en förändring i produktionen på förändringar i arbetslöshetsgraden och kan räknas ut med följande formel: $DB = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \gamma_1}$.

1.1 Faktorer som påverkar arbetslöshetens elasticitet

Arbetslöshetens elasticitet till produktionsförändringar förändras över tiden. Enligt IMF (2010) förklaras variationen i arbetsmarknadens flexibilitet (betan) delvis av effekten av olika arbetsmarknadsreformer som förändringar i anställningsskydd, arbetslöshetsunderstöd, löneflexibilitet och en minskning i andelen tidsbegränsade anställningar.

Anställningsskyddet påverkar arbetslöshetens elasticitet eftersom ett striktare anställningsskydd orsakar högre anställnings och avskedningskostnader, vilket försvårar uppsägning av personal under en recession. Å andra sidan leder ett högre anställningsskydd till att företagen är försiktigare med att rekrytera personal då ekonomin återhämtat sig på grund av att kostnaderna för att eventuellt tvingas avskeda personal är höga. Striktare anställningsskydd torde leda till lägre arbetslöshetselasticitet med avseende på BNP. *Arbetslöshetsunderstödet* har en förstörande effekt på betan. Större ersättningar försvårar lönernas justering nedåt under lågkonjunkturer, vilket leder till att arbetsmarknadens anpassning till ett produktionsras i stället sker genom en minskning av arbetsplatser. *Lönenivåns flexibilitet* överlag påverkar likaså arbetslöshetens elasticitet med avseende på produktionen. Decentraliserade löneförhandlingar underlättar vanligtvis lönernas justering nedåt, medan centraliserade löneförhandlingar vanligtvis ökar på lönetrycket och förstör arbetslöshetseffekten vid en minskning i produktionen. Enligt Calmfors–Driffill (1988) hypotesen är sambandet mel-

lan centraliserade löneförhandlingar och lönenivån olinjär. När löneförhandlingarna är extremt centraliserade, så som de i Finland varit med de inkomstpolitiska lönelösningarna, tar fackföreningarna i beaktande sin monopolstatus och tar både inflationsdrivande och arbetslöshetseffekterna av löneförhöjningar i beaktande. Detta leder till att de reala lönerna under extrem centralisering av löneförhandlingar är lägre än vid löneförhandlingar t.ex. på industri-nivå. Löneflexibiliteten är dock asymmetrisk, eftersom lönerna justeras snabbare uppåt under ett ekonomiskt uppsving än nedåt under en recession, vilket orsakar olinjårheter i Okuns lag.

En stor andel tidsbegränsade anställningar ökar även flexibiliteten på arbetsmarknaden, och har därför en förstörande effekt på betan. Arbetsmarknadens reaktion till ett produktionsfall kan förväntas vara större ifall andelen tidsbegränsade anställningar är hög, eftersom arbetsgivarna kan låta bli att förnya kontrakten och utnyttja den buffert som de utlöpande tidsbundna kontrakten utgör.

Arbetskraftens och sysselsättningsandelens elasticitet påverkar även betan enligt Sögner och Stiasny (2002). Ifall arbetskraftselasticitet till produktionsförändringar ökar betyder det att fler arbetare försvinner från arbetsmarknaden vid en recession, vilket har en förmins-kande effekt på betan. Däremot, om sysselsättningsandelens elasticitet ökar, blir arbetslösheten mera känslig för förändringar i produktionen.

Enligt Hamada och Kurosaka (1984) påverkar flexibiliteten i antalet arbetstimmar per anställda betan negativt. Ifall företagen lätt kan justera antalet gjorda arbetstimmar per anställda, minskar det på trycket att avskeda personal och resulterar i en mindre ökning i arbetslösheten i förhållande till produktionsminskningen. Flexibilitet i antalet arbetstimmar vid en recession påverkar dock produktiviteten per anställd negativt eftersom en del av arbetskapaciteten lämnas outnyttjad. (Prachowny 1993) I Finland har även permitteringssystemet dämpat ökningen i arbetslösheten och i Tyskland har arbetslöshetsgraden t.o.m. *sjunkit* under krisen med hjälp av korttidsarbetsprogrammet *Kurzarbeit*.

1.2 Tidigare forskning

Okuns statistiska samband har fått ett brett empiriskt stöd och har använts av ekonomer för att uppskatta elasticiteten mellan arbetslöshet och tillväxt. Enligt Okuns (1962) ursprungliga estimat var betan ca 0,3 för USA under efterkrigstiden efter andra världskriget, estimerat både med gap- och differensmetoden. Enligt det värdet och estimaten för jämviktsarbetslösheten behövdes det en årlig tillväxttakt på 3 % för att hålla arbetslösheten konstant.

Sögner och Stiasny (2002) estimerade differensversionen av Okuns lag på årligt data för perioden 1960–1999 för 15 OECD-länder, däribland Finland. Enligt deras resultat varierade Okuns dynamiska beta mellan 0,12 i Japan och 0,82 i Nederländerna. Finlands dynamiska beta var 0,61, vilket var undersökningens näst största beta. I de flesta länderna har sambandet mellan arbetslöshet och produktion förändrats med tiden.

Sögner och Stiasny identifierade ett strukturellt avbrott i serien mellan år 1982 och 1983 i 11 av 15 länder, även i Finland. Flera andra ekonomer har upptäckt förändringar i förhållandet. Huang och Chang (2005) påträffade ett strukturellt avbrott år 1993 i Kanada och Knotek (2007) konstaterade att Okuns beta för USA varierar både med tiden och över konjunkturcykeln. Även då Moosa (1997) analyserade Okuns dynamiska beta i G7-länderna med gapmodellen kunde han identifiera ett strukturellt avbrott år 1974 i Tyskland, Frankrike och Storbritannien. Sögner och Stiasny (2002) konstaterade även att enligt deras forskningsresultat består Okuns beta av skillnaden mellan sysselsättningsandelens och arbetskraftens elasticitet. Sysselsättningsandelens elasticitet till produktionsförändringar har enligt deras estimat stigit mellan 1965–1999 medan arbetskraftselasticiteten hållits på samma nivå, vilket enligt dem har bidragit till att Okuns beta för estimeringsperioden ökat.

2 Data

För att estimeras Okuns koefficient för Finland används data för arbetslöshet och BNP för tiden 1975–2009 på årsnivå². Eftersom de cykliska serierna som används i gapmodellen inte är observerbara måste de extraheras från serierna för arbetslöshet och BNP. Enligt Hodrick och Prescott (1997) består en tidsserie y_t av en cyklisk komponent c_t och en trendkomponent g_t , även kallad tillväxtkomponent.

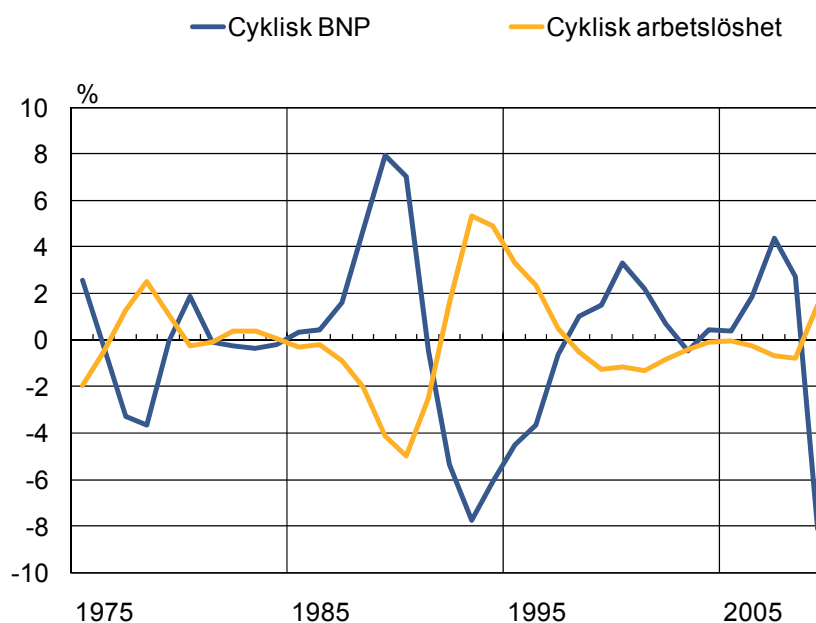
² BNP till år 2000 priser. Uppgifterna är från statistikcentralen.

$$y_t = g_t + c_t \quad (5)$$

Med deras utjämningsmetod, ett s.k. HP-filtrer, får man ett jämnt estimat av en långsiktig trendkomponent i en tidsserie.³ HP-filtret består av ett tvåsidigt linjärt filter som beräknar den utjämnade trendtillväxtserien g_t av en tidsserie y_t genom att minimera variansen av y_t runt g_t och bryter ner serien till en trend- och en cyklisk komponent.

Diagram 1 presenterar de cykliska komponenterna av den naturliga logaritmen av BNP och arbetslösheten⁴. De cykliska komponenternas beteende motsvarar med ögonmått relativt bra Okuns teori att den cykliska arbetslösheten är negativ då den cykliska produktionen är positiv och vice versa. Eftersom data för produktionen är angiven i naturliga logaritmer som ett bråktal och arbetslösheten i procentenheter är y_t^c multiplicerad med 100 för att göra serierna jämförbara (Moosa 1997). Serierna för förändring i tillväxt och arbetslöshet är presenterade i diagram 2 och verkar även återspegla teorin i Okuns lag.

Diagram 1. De cykliska serierna av log BNP och arbetslöshetsgraden för åren 1975–2009

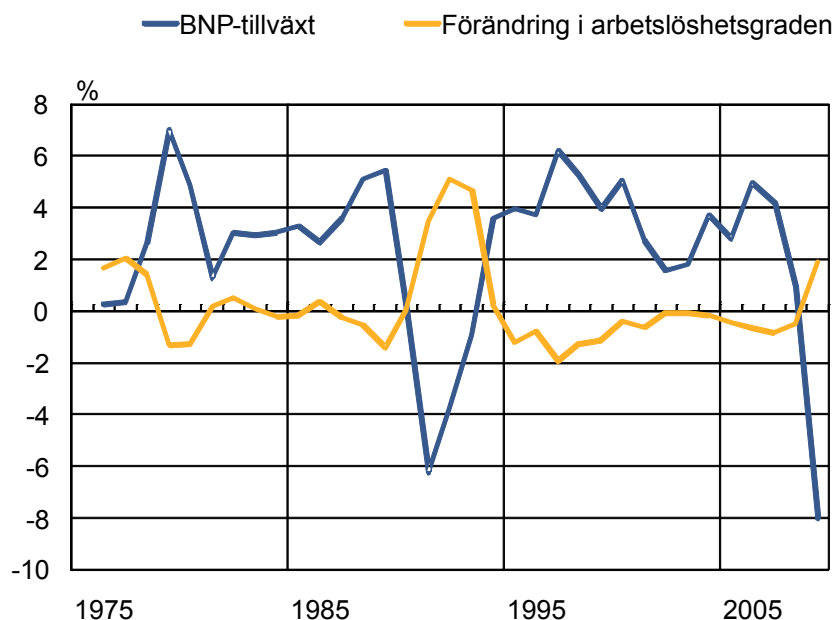


Källa: Egna uträkningar och statistikcentralen.

³ Flera tidigare undersökningar (t.ex. Huang och Chang (2005) och Adanu (2002)) har även använt sig av ett "Band-Pass" filter eller kvadrat-trend-metoden för att urskilja den cykliska och trendkomponenten. Deras resultat varierar något beroende på vilket filter som använts.

⁴ Utjämningsparametern $\lambda = 100$.

Diagram 2. Serierna för förändringen i arbetslöshet och BNP-tillväxt för åren 1976–2009



Källa: Egna estimeringar och statistikcentralen.

3 Okuns lag i Finland – Empiriska resultat

Både gap- och differensversionerna av Okuns lag (1) och (2) är estimerade för perioden 1976–2009 med data för arbetslöshetsgraden och BNP. Gapmodellen använder de cykliska komponenterna av tidsserierna och i differensversionen används första differensen av serierna. Differensmodellen har en observation mindre än gapmodellen på grund av att den första observationen i samplet försvinner med differentieringen. Resultaten (och medelfelen inom parenteserna) för de statistiska regressionerna (i) finns presenterade i Tabell 1. Den statistiska betan för Finland för hela perioden 1976–2009 är 0,4 i differensversionen och 0,5 i gapversionen.⁵

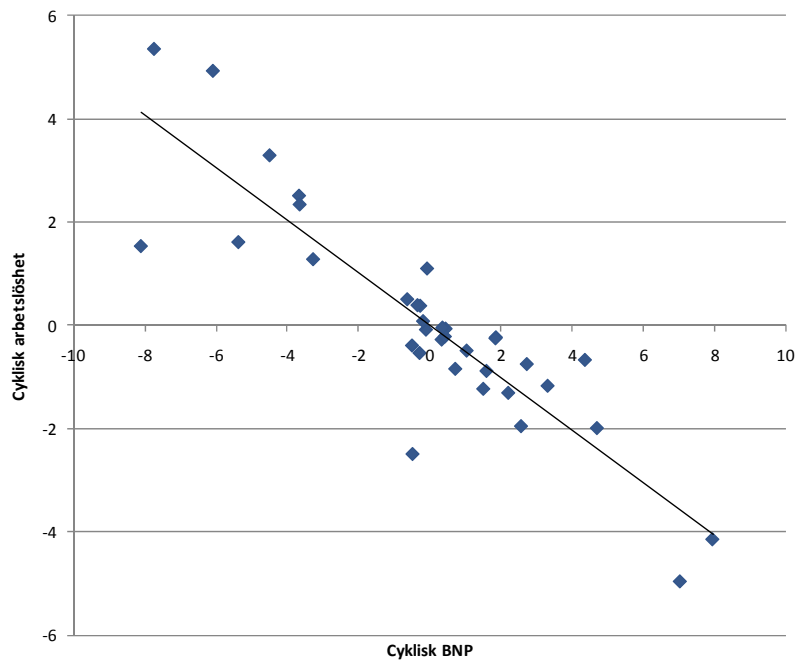
⁵ Eftersom datasamplet tar slut år 2009 inkluderar det endast krisens nedgång och inte återhämtning, vilket kunde orsaka snedvridning. Då regressionen görs för tidsperioden 1976–2006 är Okuns beta 0,5 respektive 0,6.

Tabell 1. Resultat från de statistiska regressionerna för Okuns lag

Variabel	Differensmodellen	Gapmodellen
c	1,125635 (0,216036)	-0,00000 (0,166141)
y_t	-0,399808 (0,05435)	-0,509005 (0,046497)
R^2	0,628392	0,784088
F-statistika	54,11227	119,84

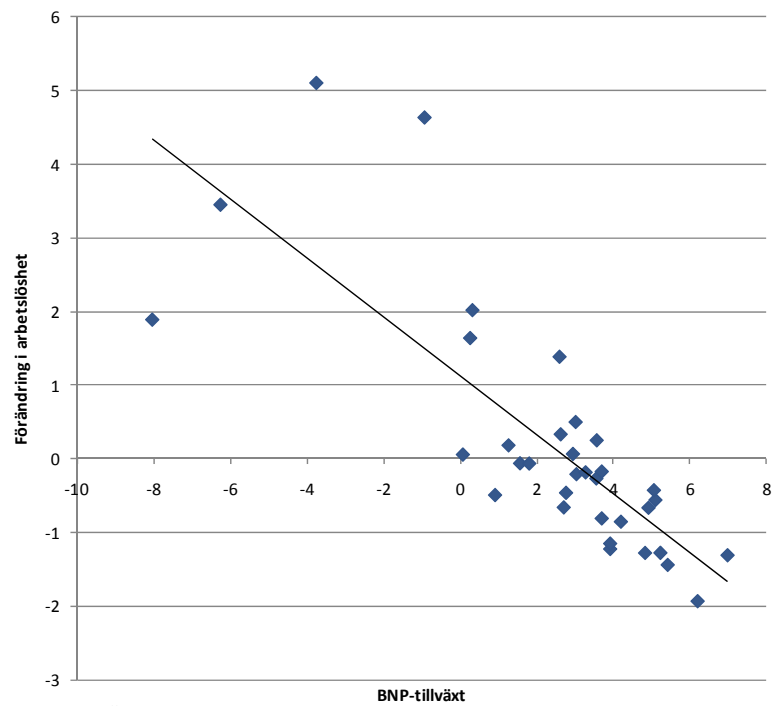
I diagram 3 och 4 är de enskilda observationerna från de differens- och gapmodellerna av Okuns lag utskrivna. När BNP-tillväxten är positiv lyckas Okuns lag relativt bra estimerar förändringen i arbetslösheten och observationerna ligger relativt nära regressionslinjen. Då BNP-tillväxten är negativ ligger dock observationerna längre bort från regressionslinjen, både på övre och nedre sidan. Enligt figuren är felestimeringarna större vid negativ tillväxt, vilket kan bero på att det finns ytterligare faktorer som orsakar avvikelser från sambandet under ekonomiska kriser. Som tidigare nämndes varierar löneflexibiliteten under olika skeden av konjunkturen, vilket kan orsaka asymmetrier i Okuns lag. Även kostnaderna för att avskeda personal och arbetskraftshamstring kan orsaka en felestimering i arbetslöshetsreaktionen vid en ekonomisk nedgång.

Diagram 3. Observationerna från gapmodellen



Källa: Egna estimeringar.

Diagram 4. Observationerna från differensmodellen



Källa: Egna estimeringar.

De statistiska modellerna utvidgas för att även inkludera de tidsfördröjda effekterna av en förändring i BNP. Det optimala antalet tidsfördröjningar, en tidsfördröjning per serie, har bestämts med hjälp av Akaikes informationskriterium. Resultaten från de dynamiska modellerna (ii) finns presenterade i tabell 2. Den dynamiska betan för Finland är 0,62 i differensmodellen och 0,65 enligt gapmodellen.⁶ Jämfört med de andra länder är Finlands dynamiska betan relativt hög, då OECD-medeltalet för Okuns beta på 2000-talet är 0,36.⁷ De flesta variablerna är mycket signifikanta och modellerna i sig är mycket signifikanta. Förklaringsgraderna på modellerna är även höga, mellan 89 och 95 %. Enligt resultaten från differensmodellen krävs det att BNP årligen växer med 2,4–2,8 % för att undvika en ökning i arbetslöshet⁸, *ceteris paribus*.

Tabell 2. Resultaten från de dynamiska modellerna

Variabel	Differensmodellen		Gapmodellen	
	(i)	(ii)	(i)	(ii)
c	1,1256 (0,2160)	1,5144 (0,2348)	0,0000 (0,1661)	0,0937 (0,0877)
y_t	-0,3998 (0,0544)	-0,2470 (0,0423)	-0,5090 (0,0465)	-0,3298 (0,0333)
y_{t-1}		-0,2960 (0,0940)		-0,2283 (0,0782)
u_{t-1}		0,1239 (0,1347)		0,1472 (0,1105)
DB		-0,6198		-0,6545
R^2	0,6284	0,8929	0,7841	0,9472
F-statistika	54,1123	80,5705	119,8400	179,3282

⁶ När regressionen körs på tidsperioden 1976-2006 är de dynamiska betorna 0,67 för differensmodellen och 0,68 i gapmodellen. Snedvridenheten är m.a.o. inte lika stor som i de statistiska modellerna då de tidsbundna effekterna tas med.

⁷ IMF World Economic Outlook april 2010.

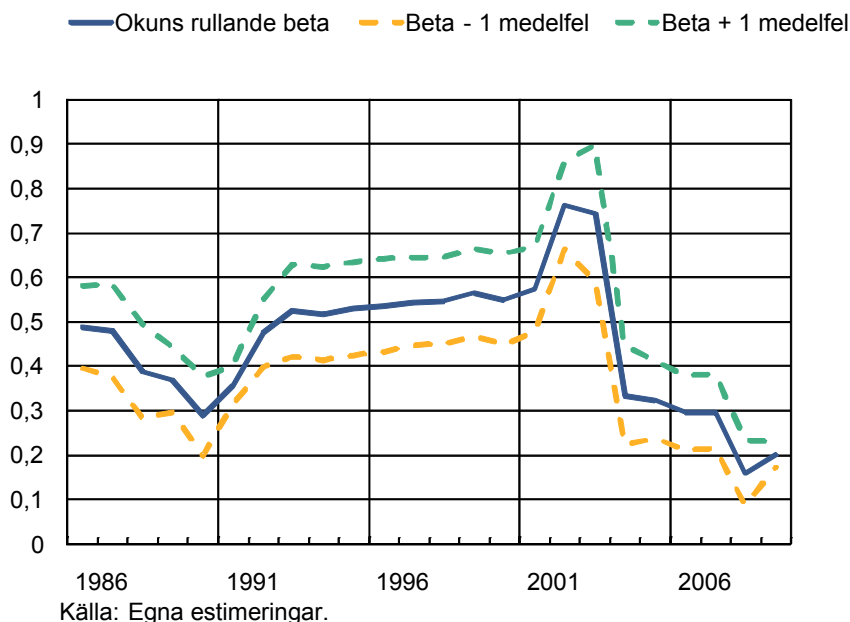
⁸ BNP-tillväxten som håller arbetslösheten konstant räknas ut med formeln α/β .

3.1 Betans förändring över tiden

Med en rullande regressionsanalys är det möjligt att se hur betan har förändrat sig över tiden. En rullande regression estimerar ett specifikt förhållande över flera olika tidsperioder och undviker att Okuns samband på 80-talet påverkar det färskare sambandet på 2000-talet. Ifall förhållandet mellan arbetslöshet och produktionen är stabilt över en längre tidsperiod borde de estimerade koefficienterna vara relativt lika från en regression till en annan. Diagram 5 visar hur Okuns beta varierat med tiden där varje rullande regression är estimerad på data för 11 år bakåt.

Enligt den rullande regressionen har förhållandet mellan förändringen i arbetslöshet och produktionstillväxt (betan) varierat mycket över estimeringsperioden 1976–2009. Betan var hög på 1990-talet, speciellt då data från 1990-talets depression är med i datasamplet, medan förhållandet blivit svagare på senare delen av 2000-talet. Variationen (betan +/- 1 medelfel) har dock inte nämnvärt förändrats över tiden.

Diagram 5. Okuns rullande beta för 11 år bakåt



3.2 Test för ett strukturellt avbrott

Med hjälp av ett Chow-test är det möjligt att avgöra ifall det skett ett strukturellt avbrott i förhållandet mellan arbetslöshet och produktionen efter depressionen på 1990-talet. Chow-testet testat ekvationen skilt för var delsampel för att se ifall det finns signifikanta skillnader i de estimerade ekvationerna. En signifikant skillnad tyder på en strukturell förändring i förhållandet.

Chow-testet görs både för gap- och differensmodellen och testat för ett strukturellt avbrott mellan år 1993 och 1994. Resultaten finns presenterade i tabell 3, och enligt dem är det möjligt att på en 1 % signifikansnivå förkasta hypotesen om att regressionerna 1976–1993 och 1994–2009 skulle vara identiska både för gap- och differensmodellen. Följaktligen kan man anta att en strukturell förändring skett efter depressionens vändpunkt år 1993.⁹

Tabell 3. Chow-test för en brytpunkt

	Δu	u^c
Sampel	1977–2009	1976–2009
Brytpunkt	1994	1994
F-statistika	4,3185	6,6165
Prob.	0,0086 ***	0,0008 ***

*** anger en signifikans på 1 % nivå.

Eftersom de två tidsperioderna (1976–1993 och 1994–2009) inte är identiska görs två separata regressionsanalyser för tidsperioderna. Även resultaten från de separata regressionsanalyserna som presenteras i tabell 4 antyder att relationen mellan produktion och arbetslöshet har förändrats och att arbetslösheten är mycket mindre känslig för förändringar i produktionen efter depressionen. Vid en separat regressionsanalys för tidsperioden 1976–1993 är den dynamiska betan med differensmodellen 0,83 medan den för tidsperioden efter 1990-talets depression, 1994–2009, är endast 0,37. Med gapmodellen är skillnaden mellan perioderna inte lika stor, då betan är 0,77 för den första tidsperioden och 0,45 för perioden efter depressionen. Gemensamt för båda modellerna är att variablerna för den senare perioden är mindre signifikanta, speciellt y_{t-1}^c från den senare perioden som dessutom har ett positivt

⁹ Sögner och Stiassny (2002) hittade på data från 1960–1999 ett strukturellt avbrott i serien år 1982. Denna hypotes testades även, men på grund av att dataobservationerna inte sträcker sig längre bakåt i tiden än till år 1975 hittades inga signifikanta resultat.

förtecken. Efter depressionen tycks Okuns lag med dessa variabler inte vara lika bra på att förklara sambandet mellan arbetslöshet och BNP.

Tabell 4. Okuns koefficienter för de separata tidsperioderna

Variabel	Differensmodellen		Gapmodellen	
	1977–1993	1994–2009	1976–1993	1994–2009
c	1,4749 (0,1885)	0,6320 (0,2514)	0,1413 (0,0757)	-0,0631 (0,1344)
y_t	-0,3628 (0,0354)	-0,1828 (0,0335)	-0,3880 (0,0416)	-0,2361 (0,0421)
y_{t-1}	-0,1178 (0,0751)	-0,1834 (0,0931)	-0,2167 (0,0977)	0,0529 (0,1103)
u_{t-1}	0,4200 (0,1188)	-0,0004 (0,1074)	0,2108 (0,1320)	0,5902 (0,1811)
DB	-0,8287	-0,3660	-0,7662	-0,4470
R^2	0,9823	0,8716	0,9863	0,9485
F-statistika	240,7417	27,1526	334,8970	73,7370

3.3 Okuns lag i OECD-länder

Okuns sambandet mellan förändringen i arbetslöshet och tillväxt har varierat med tiden även i andra länder. Till skillnad från Finland har arbetslöshetens känslighet för förändringar i produktionen ökat i de flesta länderna under de 20 senaste åren. Den genomsnittliga dynamiska betan för OECD-länderna har enligt IMF (2010) stigit från 0,25 på 1990-talet till 0,36 på 2000-talet. Förändringarna i förhållandet mellan arbetslöshet och produktion reflekterar institutionella förändringar, bl.a. genom en förändring i anställningsskyddet och en mera omfattande användning av tidsbegränsade anställningar. I Finland har anställningsskyddet försvagats, men andelen tidsbegränsade anställningar däremot minskat med över 15 % sedan 1997.

4 Diskussion

De bakomliggande variablerna som orsakar variationer i betan, så som anställningsskyddet, arbetslöshetsunderstödet och andelen tidsbegränsade anställningar, har förändrats med tiden.

I Finland har anställningsskyddet, speciellt för tillsvidareanställda, gradvis försvagats under de 20 senaste åren¹⁰, vilket torde ha en förstorande effekt på betan. I de flesta OECD-länderna har det allmänna anställningsskyddet försvagats. Den största förändringen har skett i anställningsskyddet för visstidsanställda medan anställningsskyddet för tillsvidareanställda hållits relativt oförändrad i de flesta länderna. Jämfört med resten av OECD-länderna är Finlands anställningsskydd medelstrikt.

Arbetslöshetsunderstödet reella storlek har stigit en aning i Finland sedan år 1995, men eftersom den reella inkomstnivån stigit snabbare än arbetslöshetsunderstödet har understödet i relation till genomsnittsinkomsten sjunkit, vilket borde förminska betan. Andelen tidsbegränsade anställningar har minskat i Finland under de senaste årtiondena. Av alla arbetskontrakt var 18 % tidsbegränsade år 1997, när den motsvarande andelen år 2009 var 15 %. Som jämförelse kan nämnas att i Spanien, var arbetslöshetsgraden stigit med över 10 procentenheter under krisen 2008–2009, var nästan 30 % av arbetskraften visstidsanställd år 2008. Arbetsmarknadens reaktion på produktionsfallet kan därför förväntas vara mindre, eftersom arbetsgivarna inte har kunnat utnyttja den buffert mot produktionsförändringar som de utlöpande tidsbundna kontrakten utgör. Löneförhandlingar via inkomstpolitiska avtal avslutades år 2008 i Finland, vilket kunde ha en aningen förstorande effekt på betan år 2009 och i framtiden eftersom lönerna inte längre förhandlas fram via extremt centrala avtal, vilket kunde påverka lönernas elasticitet negativt.

Under recessionen år 2009–2010 har produktiviteten per anställd sjunkit drastiskt, vilket kan förklaras med företagets hamstring av arbetskraft och en större elasticitet i det genomsnittliga antalet gjorda arbetstimmar. Företagen har under denna recession använt sig av förkortad arbetsvecka, reducerat övertidsarbete eller infört övertidsförbud och de anställda har fått sin semesterpenning som ledighet istället för pengar. Denna minskning i genomsnittliga arbetstimmar har dock lett till att företagets hamstring av arbetskraft syns som en kraftig försämring i produktiviteten, vilken sjönk med 5,3 % år 2009. Även permitteringssystemet har dämpat ökningen i arbetslöshet genom att ge arbetsgivarna en möjlighet att justera arbetsin-

¹⁰ OECD Employment Protection Legislation Strictness Index.

satsen smidigare. Enligt OECD:s uträkningar har man under recessionen 2009–2010 lyckats spara 0,8 % av Finlands ordinarie arbetsplatser med hjälp av permitteringssystemet, vilket är ett relativt högt tal jämfört med de andra OECD-länderna. Arbetskraftshamstring och permitteringar är dock kortvariga verktyg för att förhindra arbetslösheten från att stiga. Ifall en ekonomisk kris pågår en längre tid har inte företagen råd att allt för länge fortsätta verksamheten med låg kapacitet, utan tvingas av ekonomiska skäl säga upp personal.

Dessa förändringar på Finlands arbetsmarknad torde ha både positiva och negativa effekter på arbetslöshetselasticiteten, och förklarar inte till fullo varför sambandet mellan arbetslöshet och produktionen har minskat. För att få en godtagbar förklaring till förändringen i Okuns dynamiska beta för Finland vore det relevant att studera om och hur de genomsnittliga arbetstimmar, sysselsättningsandelens och arbetskraftens elasticitet förändrats på 2000-talet.

IMF (2010) nämner även att estimeringsfelen för Okuns koefficient under ekonomiska kriser vanligtvis är större ifall ekonomin drabbas av störningar på finansmarknaden, en finanskris eller en sektorspecifik chock, vilket t.ex. sker då en bostadsbubbla spricker. Dessa störningar bidrar vanligtvis till att ökningen av arbetslösheten tilltar och att den ekonomiska återhämtningen försenas. Under depressionen på 1990-talet drabbades Finland både av en finanskris och av en bostadskris, vilket till en viss mån kunde förklara varför arbetslöshetens reaktion till minskningen i BNP var så kraftig som den var.

5 Avslutning

Förändringen i arbetslöshet i respons till produktionsförändringarna under recessionen 2009–2010 var lägre än förväntat jämfört med tidigare recessioner. Under depressionen på 1990-talet sjönk BNP med 13 % och arbetslösheten steg nästan lika mycket, från 3,5 % till över 17 %. Detta tyder på att relationen mellan arbetslöshet och produktion har försvagats över tiden.

Okuns beta estimerades för perioden 1976–2009 och var enligt gapmodellen 0,65 och 0,62 med differensmodellen. Ett strukturellt avbrott i Okuns lag identifierades mellan år 1993 och 1994. I skilda regressioner är Okuns dynamiska beta nästan dubbelt större under perioden före depressionen än efter. På basen av dessa resultat kan man anta att sambandet mellan arbetslöshet och BNP är svagare än tidigare. Trots att förhållandet mellan arbetslöshet och produktion har varierat över tiden och med konjunkturcykeln stöder datasamplet Okuns lag överlag.

Orsaken till den minskade betan är flera. Antalet tidsbegränsade anställningar har minskat och en lägre nivå på arbetslöshetsunderstödet i relation till genomsnittsinkomsten antas ha förminskat Okuns beta, d.v.s. arbetslöshetens känslighet till produktionen. Löneförhandlingar genom inkomstpolitiska avtal avslutades år 2008, men eftersom det skedde såpass sent är det osannolikt att denna förändring hunnit påverka resultaten för Okuns beta mer än marginellt. Däremot borde ett lägre anställningsskydd förstora betan.

Under krisen 2009–2010 upplevde arbetsmarknaden en större flexibilitet i det genomsnittliga antalet gjorda arbetstimmar per anställd. För att få en bättre förklaring till varför Okuns beta sjunkit som den gjort borde man studera hur de genomsnittliga arbetstimmarernas, selsättningsandelens och arbetskraftens elasticitet förändrats på 2000-talet.

Källförteckning

Adanu, K., (2002) A Cross-Province Comparison Of Okun's Coefficient For Canada. *Applied Economics* 37, s. 561–570.

Calmfors, L., Driffill, J., Honkapohja, S. och Giavazzi, F., (1988) "Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance" *Economic Policy* 3, nr. 6, s. 13–61.

Hamada, K. och Kurosaka, Y., (1984) "The relationship between production and unemployment in Japan: Okun's law in comparative perspective" *European Economic Review* 25, nr. 1, s. 71–94.

Hodrick, R. J. Prescott, E.C, (1997) "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit & Banking* 29, nr 1, s. 1–16.

Huang, R.H.C and Chang, Y.K., (2005) "Investigating Okun's law by the structural break with threshold approach: Evidence from Canada", *The Manchester School* 73, Nr. 5, s. 599–611.

International Monetary Fund (2010), "Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun's law and beyond", *World Economic Outlook – Rebalancing Growth*, April. Kptl 3.

Knotek, E.S., (2007) "How useful is Okun's law?" Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review (Fourth Quarter) s.73–103.

Moosa, I., (1996), "A cross-country comparison of Okun's coefficient", *Journal of Comparative Economics* 24, n. 3, s. 335–356.

OECD (2010) Employment Outlook n.87, Maj 2010.

Okun, A.M., (1962) "Potential GNP: Its Measurement and significance", American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section* s.98–104.

Prachowny, M.F.J (1993) "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates", *The Review of Economics and Statistics* 75, No. 2, pp. 331–336.

Sögner, L. och Stiassny, A., (2002) "An Analysis on the Structural Stability of Okun's law – A Cross-Country Study", *Applied Economics* 14, s 1775–87.

Villaverde och Maza (2009) "The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004 Regional evidence", *Journal of Policy Modelling* 31, s. 289–297.