



Statistics Sweden

Statistiska centralbyrån

Den svenska regionala tillväxten av i dag

– en undersökning med utgångspunkt
i "Den Nya Ekonomin"

2006:1

I serien Bakgrundsfakta presenteras bakgrundsmaterial till den statistik som avdelningen för ekonomisk statistik vid SCB producerar. Det kan röra sig om produktbeskrivningar, metod-redovisningar samt olika sammanställningar av statistik som kan ge en överblick och underlätta användandet av statistiken.

Utgivna publikationer från 2001 i serien Bakgrundsfakta till Ekonomisk statistik

2004:01	Hjälpsamhet. Avrapportering av projektet Systematisk hantering av hjälpsamhet
2004:02	Report from the Swedish Task Force on Time Series Analysis
2004:03	Minskad detaljeringsgrad i Sveriges officiella utrikeshandelsstatistik
2004:04	Finansiellt sparande i den svenska ekonomin. Utredning av skillnaderna i finansiellt sparande Nationalräkenskaper, NR – Finansräkenskaper, FiR Bakgrund – jämförelser – analys
2004:05	Designutredning för KPI: Effektiv allokering av urvalet för prismätningarna i butiker och tjänsteställen. Examensarbete inom Matematisk statistik utfört på Statistiska centralbyrån i Stockholm
2004:06	Tidsserieanalys av svenska BNP-revideringar 1980–1999
2004:07	Labor Quality and Productivity: Does Talent Make Capital Dance?
2004:08	Slutrapport från projektet Uppsnabbning av den ekonomiska korttidsstatistiken
2004:09	Bilagor till slutrapporten från projektet Uppsnabbning av den ekonomiska korttidsstatistiken
2004:10	Förbättring av bortfallsprocessen i Intrastat
2004:11	PLÖS. Samordning av produktion, löner och sysselsättning
2004:12	Net lending in the Swedish economy. Analysis of differences in net lending National accounts (NA) – Financial accounts (FA). Background – comparisons - analysis
2004:13	Testing for Normality and ARCH. An Empirical Study of Swedish GDP Revisions 1980–1999
2004:14	Combining leading indicators and a flash estimate
2004:15	Comparing welfare of nations
2004:16	ES-avdelningens utvecklingsplan 2004
2004:17	Den svenska konsumentprisindexserien (KPI), 1955–2004. En empirisk studie av säsongsmönstret. En tillämpning av TRAMO/SEATS
2004:18	Skola, vård och omsorg i privat regi. En sammanställning av statistik

Fortsättning på omslagets tredje sida!

Ovannämnda rapporter, liksom övriga SCB-publikationer, kan beställas från:
Statistiska centralbyrån, SCB, Publikationstjänsten, 701 89 ÖREBRO,
telefon 019-17 68 00 eller fax 019-17 64 44.

Du kan också köpa SCB:s publikationer i **Statistikbutiken**:
Karlavägen 100, Stockholm

Bakgrundsfakta

Den svenska regionala tillväxten av i dag

**– en undersökning med utgångspunkt i
"Den Nya Ekonomin"**

Ekonomisk statistik 2006:1

**Statistiska centralbyrån
2006**

Background Facts

Economic Statistics 2006:1

Swedish Regional Growth of Today

Statistics Sweden
2006

Producent SCB, Avdelningen för ekonomisk statistik
Box 24300
104 51 Stockholm

Producer Statistics Sweden, Economic Statistics
Box 24300
104 51 Stockholm
Sweden

Förfrågningar Eva Hagsten, tfn: +46 8 506 942 27
Inquiries eva.hagsten@scb.se

Om du citerar ur denna publikation, var god uppge källan:

Källa: SCB, Bakgrundsfakta, Ekonomisk statistik 2006:1, Den svenska regionala tillväxten av i dag – en undersökning med utgångspunkt i "Den nya ekonomin"

When quoting material from this publication, please state the source as follows:

Source: Statistics Sweden, Background Facts, Economic Statistics 2006:1, Swedish Regional Growth of Today

© 2005 Statistiska centralbyrån

Enligt lagen (1960:729) om upphovsrätt till litterära och konstnärliga verk är det förbjudet att helt eller delvis mångfaldiga innehållet i denna publikation utan medgivande från Statistiska centralbyrån

© 2005 Statistics Sweden

Any reproduction of the contents of this publication without prior permission from Statistics Sweden is prohibited by the Act of Copyright in Literary and Artistic Works (1960:729).

ISSN 1653-316X Bakgrundsfakta

ISSN 1653-3178 Ekonomisk statistik

ISBN 91-618-1309-5

ISBN 978-91-618-1309-4

URN:NBN:SE:SCB-2006-X100ST0601_pdf

Printed in Sweden

SCB-tryck, Örebro 2006:2

Förord

Denna rapport är en vidarebearbetning av en C-uppsats i nationalekonomi som lades fram vid Uppsala universitet under 2005. Uppsatsen, som är skriven av Nina Hallgren och Johan Larsson, tar sin utgångspunkt i de resonemang om tillväxt och nya företeelser i ekonomin som fördes i Statistiska centralbyråns projekt *Statistik om den nya ekonomin*. Statistiska centralbyrån har genom bland andra Eva Hagsten vid Enheten för ekonomisk analys bidragit med idéer till uppsatsämne och vägledningen i användandet och tolkningen av statistiken. Professor Thomas Lindh, Nationalekonomiska institutionen vid Uppsala universitet, har varit handledare för uppsatsen. Det är också Uppsala universitet som ansvarar för uppsatsens vetenskapliga kvalitet.

Statistiska centralbyrån i februari 2006.

Gunnel Bengtsson

Monica Nelson Edberg

Innehåll

Förord	3
Sammanfattning	7
Nyckelord.....	7
1 INLEDNING	9
1.1 Problemformulering och syfte.....	9
1.2 Avgränsningar	10
1.3 Disposition.....	10
2 TEORETISK RAM	12
2.1 Den nya ekonomin	12
2.2 Statistiska centralbyråns syn på något nytt i ekonomin.....	13
2.3 Ekonomisk tillväxt.....	14
2.4 Regressionsanalys med paneldata	16
3 DATAINSAMLING	18
3.1 Aggregeringsnivå	18
3.2 Urval.....	18
3.3 Granskning av data	22
4 RESULTAT	28
4.1 Förväntade resultat	28
4.2 Skattning av modellen	30
5 SLUTSATSER	37
6 KÄLLFÖRTECKNING	39
6.1 Tryckta källor.....	39
6.2 Elektroniska källor	40
APPENDIX	41
A – Data, deskriptiv statistik och figurer.	41
B – Diagnostik, genomförda regressioner	47
Resultat tillhörande <i>Tabell 3</i> :.....	47
Modellvalskriterier, samtliga skattningar:	47
Resultat tillhörande <i>Tabell 7</i> :.....	48
C – Korrelationsmatris	49

Sammanfattning

Den ekonomiska tillväxten är ett ofta debatterat och likaledes ofta analyserat ämne. Det ligger ju i människans intresse att veta hur vi kan åstadkomma ännu bättre levnadsförhållanden, vilka delvis innefattar just den ekonomiska välfärden. För att analysera Sveriges tillväxt på regional nivå använder vi oss av regressionsanalys med paneldata. Teorierna bakom den modell vi sätter upp för analysen kommer dels ifrån den klassiska tillväxtteorin och dels ifrån diskussionen om begreppet "Den nya ekonomin". De två är intressanta att sammankoppla eftersom den förstnämnda inte fullt ut kan förklara tillväxten, medan den senare närmar sig en grad av formalisering som kan erbjuda testbara teoritillägg för förbättring. Ett steg i formaliseringen av "Den nya ekonomin" i Sverige har tagits med projektet *Statistik om den nya ekonomin*, i vilket Statistiska centralbyrån undersökt tillgången av nya indikatorer med kopplingar till ekonomisk tillväxt. Svårigheter att trots detta finna funktionella data för Sveriges regioner gör att arbetets modell hämmas och därmed skattningarna av densamma. Några olika ekonometriska specificeringar med paneldata leder oss fram till signifikanta resultaten, vilka är svåra att värdera, men trots allt ger belägg för viss regional åtskillnad avseende tillväxt. Det vill säga att indikatorerna i någon mån verkar med olika styrka i olika regioner. Vi bedömer det dock i slutändan, med hänsyn till den regional dimensionens databegränsningar, som mer fruktbart att arbeta med detta ämne på aggregerad nivå."

Nyckelord

Regional tillväxt, indikator, "Den nya ekonomin", paneldata, Solows produktionsfunktion

1 INLEDNING

1.1 Problemformulering och syfte

I ett samhälle som det svenska, med önskemål om att bibehålla och helst förbättra den uppnådda välfärdsnivån, behövs en stabil ekonomisk tillväxt. I och med att åldersstrukturen¹ i Sverige efter en längre period med låga födelsetal, går mot en situation där färre människor i arbetsför ålder ska försörja fler och fler gamla, så kommer den sammanlagda produktionen att minska om produktivitetsökningar uteblir. I ett sådant scenario försämras landets ekonomiska välfärd.²

I den allmänna debatten dryftas dagligen idéer om hur en stark tillväxt kan åstadkommas, samtidigt som politiska partier och en rad intresseorganisationer³ arbetar med sin egen särskilda tillväxtagenda. Även om somliga menar att inga generalrecept på tillväxt existerar⁴, tycks de flesta vara övertygade om att de funnit viktiga komponenter i det ekonomiska maskineriet, vilka skulle vara giltiga även för Sverige. En traditionell tillväxtmodell som Robert M. Solows⁵ innehåller förklarande variabler som kapital och arbetskraft, samt en variabel som ska fånga in effekter av graden teknologisk utveckling, kompetens, organisatoriskt kunnande och liknande. Ofta är det potentiella delar av denna variabel som politiker och debattörer tycker sig se och vilja lyfta fram som särskilt viktiga i sammanhanget.

På senare tid har också nya mönster observerats, samtidigt som gamla tidvis tyckts upphöra att gälla, vilket ytterligare komplicerat det mångfacetterade ordet tillväxtskapande. Diskussioner om "Den nya ekonomin"⁶, "Tredje industriella revolutionen"⁷ och dylikt har försökt avhandla de nya fenomenen. Dessa diskussioner föranledde att Statistiska centralbyrån (nedan kallad SCB), i projektet *Statistik om den nya ekonomin*, undersökte om dagens svenska officiella statistik verkligen fångar hela den ekonomiska utvecklingen. Samtidigt utredde byrån eventuella behov av ny statistik för samma ändamål.⁸ Projektet fann en rad indikatorer som korrelerar med tillväxt och därmed kanske kan säga något om variablerna i en utbyggd modell av Solows typ.⁹ Att lyckas finna förklarande variabler i försök att

¹ Genom SCB:s hemsida, www.scb.se, finns en rad olika typer av befolkningsstatistik för den intresserade.

² Några begreppsdefinitioner: "Ekonomisk tillväxt" definieras i 2.3 *Ekonomisk tillväxt* och kommer fortsättningsvis refereras till som "tillväxt". Med uttrycket "ekonomisk välfärd" menar vi BNP/capita och i fortsättningen benämns detta som "välfärd".

³ Ett exempel på detta är Svenskt Näringsliv, förening för svenska bransch- och arbetsgivarförbund, som prioriterar tillväxtfrågor. Se Svenskt Näringsliv (2004).

⁴ Se exempelvis Svenska Dagbladet (2004).

⁵ Solows arbete på tillväxtområdet började synas i debatten redan på 50-talet. Se Solow (1956).

⁶ För vidare läsning på området, se 2.1 *Den nya ekonomin*.

⁷ För beskrivning av en presumtiv tredje industriell revolution, se Magnusson (2000).

⁸ Se Statistiska centralbyrån (2001), (2002), (2003:1), (2004).

⁹ Mer om indikatorer, variabler och modell i 2.4 *Regression med paneldata*.

skapa en träffsäker tillväxtmodell är inget unikt.¹⁰ Naturligtvis finns en möjlighet att finna saker som ännu inte hamnat på beslutsfattarnas agenda. SCB:s resultat har kommit ur tankar om fenomen som nyligen uppstått eller nyligen blivit mätbara och är därmed potentiellt mycket intressanta för den svenska ekonomin idag, om det är så att de tidigare inte diskuterats ordentligt.

Vårt arbete tar således avstamp i resultaten från SCB:s projekt, vilka finns presenterade i de fyra publikationer som utgivits under det treåriga projektet. Publikationerna beskriver bland annat närmare tvåhundra indikatorer, som utifrån SCB:s tankemodell bör kunna kopplas till den ekonomiska utvecklingen.¹¹ Indikatorerna består av uppgifter hämtade ur många olika delar av den officiella statistiken.

Vårt samhälle är sedan gammalt fyllt av regionala ekonomiska skillnader. Tidigare var de främst bestående av sådant som naturtillgångar och handelsvägar, men nu handlar det i högre grad om företagandekultur och näringslivssammansättning. Hur klarar då de nya indikatorerna av att förklara tillväxten på regional nivå? Vilka regionala likheter och skillnader finns? För att kunna planera sin tillväxtpolitik måste beslutsfattare ha kännedom om huruvida nya variabler har betydelse för olika regioner. Finns det några indikatorer som förklarar betydande delar av tillväxten i samtliga regioner? Sådan vetskap skulle kunna ge beslutsfattare möjligheten att vidta tillväxtfrämjande åtgärder med stark effekt i rikstäckande skala. Syftet med detta arbete är att utröna om några av indikatorerna är särskilt starkt knutna till tillväxt och i ett ytterligare steg, till någon svensk region i större eller mindre grad.

1.2 Avgränsningar

Vi ser oss nödsakade att begränsa undersökningen till ett urval av SCB:s potentiella indikatorer. Sverige kan regionalindelas i olika nivåer med varierande detaljrikedom. I ett arbete av denna omfattning är det endast möjligt att undersöka vissa regioner.¹²

1.3 Disposition

Vårt arbete består av fem avsnitt. Efter det inledande, följer ett avsnitt där vi för en diskussion om begrepp som "Den nya ekonomin" och "något nytt i ekonomin". Det hela fungerar som en bredare ram till de problem vi arbetar med. Varför undersöka nya indikatorer på tillväxt? Vad har forskare sagt om nutida utveckling? I detta andra avsnitt ryms också teorier om tillväxt samt en kort presentation av de statistiska verktyg vi kan använda för våra tester. Metoder för regressionsanalys med paneldata är sådana. Försättningsvis följer en beskrivning av olika variabler och indikatorer, utifrån dess potentiella påverkan på tillväxten. Här motiverar vi varför en indikator inkluderas eller sorteras bort. Redogörelsen för insamlingen av tillhörande data ligger också här, liksom en beskrivning av olika indel-

¹⁰ Xavier X Sala-i-Martin har dragit slutsatsen att en stor mängd variabler kan visas vara starkt relaterad till tillväxt. Se Sala-i-Martin (1997).

¹¹ Mer om SCB:s tankemodell i 2.2 *Statistiska centralbyråns syn på något nytt i ekonomin*.

¹² Mer om olika indelningar i regioner och vårt val av sådan indelning i 3.1 *Aggregeringsnivå*.

ningar av Sverige i regioner. Här motiverar vi vilken indelning av Sverige vi väljer och vilka regioner som ingår i arbetets beräkningar.

Användningen av alla dessa data sker sedan i en modell som vi, med utgångspunkt i tillväxtteorin, ställer upp. I detta fjärde avsnitt redogör vi också för våra förväntningar på vad modellen kan åstadkomma. Skattningar och test av hur den fungerar följer därefter.

Avslutningsvis kommer vi fram till avsnittet med slutsatser. Förhoppningsvis kan resultaten tillåta oss att ge en del intressanta svar vad gäller skillnader i regional tillväxt. Vi bygger sedan vidare med en konkluderande diskussion om sökandet efter tillväxtfrämjande företeelser.

2 TEORETISK RAM

2.1 Den nya ekonomin

Begreppet "Den nya ekonomin", från engelskans "The New Economy", dök för första gången upp i amerikanska affärstidningar i mitten av 1990-talet, men först några år senare började ekonomer diskutera hur det kunde definieras. Begreppet har ofta betecknat ett tillstånd i den amerikanska ekonomin under 1990-talet, vilket beskrivs som "en lång period av tillväxt kombinerat med att produktivitetsökningen accelererade, samt att inflationen och arbetslösheten var historiskt låga".¹³ Dock finns ännu idag inte någon allmängiltig, vedertagen definition av begreppet. Trots detta har det fått fäste i samhället och i media.

Förenklat finns det tre grupper av definitioner av begreppet. Den första gruppen rör sig kring den uppsättning av ekonomiska aktiviteter som omger informations- och kommunikationsteknologin: nya företag, fusioner, samarbeten och hela industrier har uppstått och gamla har försvunnit eller utvecklats som resultat av teknologiska genombrott. Den andra gruppen av definitioner handlar om den amerikanska ekonomins prestationer och karaktärsdrag under 1990-talet. Dessa erkänns i definitionen, men detta till trots är man inte villig att medge en definitiv strukturell förändring. Den tredje och sista gruppen berör den teknologiska och ekonomiska revolution som USA (och enligt somliga, även andra delar av världen) genomgår, där de överraskande prestationerna i den amerikanska ekonomin var de första men inte de enda symptomen.¹⁴

Carl B. Hamilton är en av de ekonomer som förknippar uppkomsten av förändrad ekonomisk aktivitet med den nya informations- och kommunikationstekniken. Han menar att nämnda teknik varit en förutsättning för framväxten av de moderna globala finansiella marknaderna och därmed kan sägas vara hjärtpunkten i "Den nya ekonomin". Fenomenet kan därför till sin karaktär liknas vid de genombrott som ångmaskinen, elektriciteten och bilen innebar.¹⁵

Amerikanen Robert J. Gordon har å sin sida valt ett snävare perspektiv och avstår helt från att tala om en ny ekonomi. Istället sammanfattar han de ekonomiska aktiviteterna som "the U.S. macro-economic miracle of 1995-2000". Det mirakulösa ligger enligt Gordon i att fallande arbetslöshet, låg inflation och accelererande produktivitet inföll samtidigt och förde fram mycket gott, som spred sig även ner till den lägre medelklassen och liknande grupper.¹⁶

Ytterligare andra ekonomer talar om i stort sett två trender som de förknippar med begreppet "Den nya ekonomin". Den första är globaliseringen av affärsverksamheten och kapitalismen, vilken introducerar marknads-

¹³ Paulré (2000), s 2 (egen översättning).

¹⁴ Paulré (2000), s 4.

¹⁵ Hamilton (2000).

¹⁶ Gordon (2002).

krafter i form av frihandel och avregleringar. Den andra trenden är revolutionen inom informations- och kommunikationstekniken. Dessa två trender underminerar den tidigare ordningen och tvingar ekonomin att omstrukturera sig.¹⁷

Vi knyter ihop begreppsdiskussionen med att skriva om två andra ekonomers vitt skilda tillvägagångssätt för att sammanfatta "Den nya ekonomin". Både Paul M. Romer och Teodoro D. Togati skriver om begreppet med ett sådant namn.

Romer lyfter fram fyra fenomen som han menar karaktäriserar "Den nya ekonomin". Dessa omfattar kraftigt fallande kostnader för informationshantering, bättre kompetens i stabiliseringspolitiken, mer eller mindre avreglerade produkt-, kapital- och arbetsmarknader samt ökade möjligheter att använda marknaden och prismekanismen jämfört med att lita till företagsinterna transaktioner.¹⁸ Således väljer Romer att fokusera på de, för honom, viktigaste fenomenen som uppstått när omgivningen har förändrats.

Togati använder ett, jämfört med Romer, omvänt perspektiv och fokuserar på omgivningens förändring, inte de fenomen som den bidrar till. Detta för att definitionen ska rymma tvåsidiga effekter av fenomen som kan knytas till "Den nya ekonomin". Förändringens karaktärsdrag grupperas i fem kategorier, vilka kallas: mångfald, snabbhet, lätthet, exakthet och synlighet. Exempelvis ryms globalisering i den första kategorin, kunskapsintensivt företagande, utan tunga maskiner i den tredje och tydlig centralbanks-policy i den femte.¹⁹ Ekonomin som vetenskap är särskilt knuten till den fjärde kategorin. Modellbyggande, datainsamling och förutsägelser kan påverka ekonomin positivt, exempelvis genom bättre möjligheter till styrning, men också negativt när arbetet hamnar för långt ifrån den komplexa verklighetens uppförande. Detta inträffar för att den ekonomiska vetenskapen indelas i allt fler grenar, som på sina egna håll söker det utmärkande för just den grenen.²⁰

2.2 Statistiska centralbyråns syn på något nytt i ekonomin

För att SCB skulle kunna inventera Sveriges officiella statistik med utgångspunkt i diskussionen om "Den nya ekonomin", gjordes ett försök att finna en minsta gemensam nämnare bland artiklar såsom de vi nämner i 2.1 *Den nya ekonomin*. Efter en genomgång av dylika arbeten, fastnade man för det makroekonomiska fenomen, som man menar är resultatet av strukturella förändringar som ofta diskuterats inom ramen för begreppet. Detta fenomen definierar SCB som "en hög produktionstillväxt under en längre tid utan ökande inflationstakt". Därefter byggdes tankemodellen ut ytterligare

¹⁷ Paulré (2000), s 6.

¹⁸ Stockholmsekonomen Magnus Henrekson har sammanfattat Romers åsikter i frågan på detta sätt, se Henrekson (2000).

¹⁹ Togati (2002), s 10.

²⁰ Togati (2002), s 22-25. För den som är intresserad av Togatis tankar om europeisk ekonomi, se även: *Is the New Economy More Stable Than the Old Economy?*, artikel framlagd vid EAPE-konferensen 2003; *The New Economy and the Economic Policy in the Euro-zone*, artikel framlagd vid EUI-konferensen i Florens 2003.

genom att fyra typer av strukturella förändringar definierades. Dessa benämns: ökad produktivitet, ökad konkurrens, förbättrad matchning och större marknad. Till någon eller några av dessa ska en variabel rent teoretiskt kunna knytas för att SCB ska anse variabeln som intressant i beskrivandet av "något nytt i ekonomin" och därmed potentiellt viktig i dess arbete med förbättring av statistiken.²¹

2.3 Ekonomisk tillväxt

Charles I. Jones presenterar den neoklassiska tillväxtteorin på ett grundläggande, men ändå lättsmält sätt.²² Han tar sin utgångspunkt i den tillväxtmodell som Robert Solow introducerade i artikeln *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, även om Jones bok samtidigt kort presenterar äldre modeller av betydelse.²³

Den grundläggande tillväxtmodellen, som Solow formulerat den, är en produktionsfunktion som uppvisar konstant skalavkastning och avtagande marginalnytta av insatsvarorna kapital och arbetskraft. Vid studier av denna funktion finner man att detta leder till att modellen inte tillåter någon tillväxt per capita i det långa loppet, eftersom den totala produktionen endast växer i samma takt som befolkningen.²⁴ Eftersom empiriska studier visar att stora delar av världen har upplevt tillväxt per capita sedan 1800-talet²⁵, kan det motivera att grundmodellen modifieras så att den tillåter sådan förändring över tiden. En produktionsfunktion av den typen kan se ut enligt följande:

$$Y_t = f(A_t, K_t, L_t) = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad \text{där } t = 1, \dots, T \quad (1)$$

där Y är den totala produktionen i en ekonomi, A är en exogent given variabel som visar det teknologiska tillståndet i ekonomin och kallas "total factor productivity", K och L är insatserna av kapital respektive arbetskraft. Där finns också indexet t , som visar vilken tidsperiod som avses. När en teknologisk utveckling kommer till stånd ökar A med tiden. Somliga använder bokstaven T , som i teknologi, för denna variabel i modeller liknande 1. Vi bedömer att A passar bättre, eftersom det är viktigt att komma ihåg att denna variabel rymmer alla typer av produktivitetshöjande förändringar, som exempelvis nya former av organisation på en arbetsplats och liknande abstrakta ting.

Solow använde själv sin modell för att redovisa hur stora delar av tillväxten under tidigare perioder som kan hänföras till teknologivariabeln, genom att

²¹ För att läsa mer om SCBs metod, se Statistiska centralbyrån (2001), s 17.

²² Se Jones (1998).

²³ Solow (1956). För information om äldre modeller, se även avsnittet om Roy Harrod och Evsey Domars arbete med tillväxtanalys i Perkins m.fl. (2001) s 43ff, vilket föranledde Solows försök att skapa en bättre modell för tillväxten.

²⁴ Enligt ett antagande råder full sysselsättning ständigt, så arbetskraften växer i takt med befolkningen, se Solow (1956) s 67.

²⁵ Angus Maddison, en känd ekonomisk historiker, presenterar i *Monitoring the World Economy 1820-1992* data över detta. Han har i andra sammanhang även estimerat världens tillväxt från 500-talet och framåt.

låta all tillväxt som inte hörde till förändringen av kapital- och arbetskrafts-insatser inräknas i variabeln A .²⁶ Efter detta arbete har denna variabel ofta kallats "Solow-residualen" och "a measure of our ignorance". Innan detta arbete hade Solow i sin första artikel på området inkluderat en passus om godtycklig förändring i produktionsfunktionen. Han varnade för svårigheter att dra systematiska slutsatser om faktorer som påverkar tillväxten och visar sedan hur det är möjligt att samla teknologisk utveckling i en variabel. Här dök alltså A upp för första gången.²⁷

Att Solow i sitt arbete behandlade A som en exogen variabel, över vars innehåll var och en kan spekulera om, har lett till just sådan spekulatation. Världens ekonomer diskuterar kontinuerligt vilka de viktigaste beståndsdelarna är. Alla har inte heller varit nöjda med att A har kunnat kallas "manna från himlen", utan har givit sig på att förklara vad som driver de potentiella beståndsdelarna i A . Modeller med endogen teknologisk utveckling har skapats för detta ändamål.²⁸ I detta arbete närmar vi oss problemet att förstå tillväxten från en annan infallsvinkel – vi försöker krympa variabeln för total faktorproduktivitet genom att finna fler systematiska komponenter som förklarar tillväxten.

Robert J. Barro går i sitt arbete ett steg längre än Solow och dennes tillväxtredovisning. Med hjälp av ekonometriska metoder, försöker han räkna fram om en rad variabler påverkar tillväxten. Barro klagar över problem med tillgängligheten av fullständiga tidsserier²⁹ och har i sitt arbete istället gjort bruk av medelvärden för tidsperioder och tvingats kompromissa med olika startpunkter för dessa tidsperioder. Detta medför att en del av dynamiken i analysen går förlorad. Barro kan exempelvis inte dra några slutsatser om hur lång tid det normalt tar innan en omläggning av politiken i ett land får effekt på tillväxten.³⁰

Det arbete Barro gjorde har blivit lite av en milstolpe på området och många liknande arbeten har följt efter, vilket medfört att samlingen variabler som sägs påverka tillväxten har utökats. Samtidigt har dessa arbeten ibland talat emot varandra – en variabel som av en ekonom funnits signifikant korrelerad med tillväxt, kan ha funnits icke signifikant av en annan. Xavier X. Sala-i-Martin visar hur det kan gå till att testa om en variabel kan sägas definitivt påverka tillväxten. Först och främst samlar han 59 variabler som befunnits signifikanta i minst en regressionsanalys av Barros typ. Sedan fortsätter han med ett test för att få fram konfidensnivåer för varje variabel. I testet plockas några variabler ut ur samlingen vid varje enskild regression. Var och en av variablerna testas upprepade gånger i olika kombinationer. Detta eftersom slumpen kan göra att en variabel befinner sig signifikant eller ej, beroende på vilka andra variabler som inkluderas i regressionen. Efter om-

²⁶ Se Solow (1957).

²⁷ Se Solow (1956), s 85.

²⁸ Se exempelvis Romer (1990). Vi bedömer svårigheterna med att använda detta angreppssätt som större, än de vi möter vid bruk av Solows modell. En modell med endogen teknologisk utveckling bygger delvis på samhällets *forskning och utveckling* och olika typer av investeringsmönster. Data över den förstnämnda kategorin kan vara av skiftande kvalitet, då det i somliga branscher och företag är svårt att separera produktions- och forskningskostnader. I 3.2 *Urval* blir det tydligt att data för den senare kategorin, investeringar, är svåråtkomliga. Åtminstone på regional nivå. Med detta i åtanke har vi valt vår modellform.

²⁹ För just denna kommentar, se särskilt Barro (1991), s 416.

³⁰ Se Barro (1991).

fattande uträkningar blir slutsatsen av artikeln att fler variabler än många av världens ekonomer trott, kan sägas vara definitivt korrelerade med tillväxt, eller som Sala-I-Martin själv kallar det, variablerna är robusta.³¹

2.4 Regressionsanalys med paneldata

En vanlig metod för att studera styrkan av ett potentiellt samband mellan en uppsättning variabler, är att med hjälp av regressionsanalys skatta en modell.³² Viktigt att komma ihåg är att resultaten av en regression inte säger något om kausaliteten mellan variablerna, utan endast tar korrelationen i beaktande, varför det ligger på forskaren att specificera en modell med logisk eller kanske till och med bevisad kausalitet.³³

Det är på sin plats att säga något om de resultat vi hoppas kunna erhålla. En logiskt och korrekt uppställd modell, innehållande samtliga kända relevanta variabler, bör ge oss normalfördelade, slumpmässiga och oberoende feltermen när vi skattar den.³⁴ Vanligtvis finns det flera variabler som inte är möjliga att mäta eller kvantifiera, samt variabler som vi mäter så gott vi kan samtidigt som vi vet att ett visst mätfel ständigt är närvarande. Den förstnämnda kategorin variabler kan vi ersätta i modellen med proxyvariabler, ett förfarande som emellertid är ganska vanskligt. Förfarandet går ut på att finna mätbara variabler som i hög grad korrelerar med problemvariabeln, sedan byts den senare ut i modellens ekvation så att den kan skattas med hjälp av den nyfunna proxyvariabeln. För vissa variabler finns mer eller mindre vedertagna proxys. För andra variabler kan vi anta utmaningen att själva definiera proxyvariabler, som vi har möjlighet att mäta och då även samla in data för.

Beroende på vilken typ av data, tvärsnitt eller tidsserie, som vi intresserar oss för, kommer metoden och de medföljande potentiella problemen att skilja sig åt. Det finns också möjlighet att studera paneldata, alltså tidsserier där varje tidpunkt innehåller ett tvärsnitt av observationer. Exempelvis kan vi undersöka utvecklingen från år till år för en uppsättning variabler, för vilka vi har observationer från samtliga länder på en kontinent, alltså rumsligen åtskilda enheter, för varje tidsperiod. En enkel ekvation med paneldata ser ut som 2.

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{där } i = 1, \dots, N \text{ och } t = 1, \dots, T \quad (2)$$

där Y är den beroende variabeln, β_1 en konstant, β_2 en koefficient som visar styrkan av hur variabeln X påverkar modellen. Vidare har vi en felterm ε som är slumpmässig, medan resten av högerledet är den systematiska, förklarande delen. Indexeringen består av i som anger vilken rumslig enhet

³¹ Se Sala-I-Martin (1997).

³² För en grundläggande framställning om regressionsanalys på svenska, se Andersson, Jorner och Ågren (1994). För en mer grundlig genomgång av samma metod, se Gujarati (2003).

³³ Varje gång man kör en regression, gör man en skattning av de samband man tror gäller. Således kallar vi denna process för just skattning i resten av arbetet.

³⁴ Se Gujarati (2003), s 335f för att lära mer om hur vi upptäcker potentiella problem (avvikelser från idealresultatet) och löser dem, så att vi möjligen kan göra inferens utifrån resultaten, d v s uttala oss om populationen med utgångspunkt i vårt stickprov.

värdena hör till och t som anger vilken tidsperiod som värdena tillhör.³⁵ Denna modell är som synes så enkel att den antar att samtliga rumsliga enheter har samma konstant och samma grad av påverkan från variabeln X . Olika typer av regressionsmodeller för paneldata kan utesluta ett eller flera av dessa antaganden.

När det gäller paneldatans egenskaper, så har Badi H. Baltagi samlat ihop de för- och nackdelar som olika forskare noterat. Bland de positiva sidorna finner han att paneldata kan hantera och kontrollera för heterogenitet bland de individer som undersöks. Det kan röra sig om att en variabel påverkar rumsliga enheter i olika grad.³⁶ Om analys med paneldata indikerar att den bästa skattningen uppnås med en modelluppställning så simpel som den i 2, så kan vi lika gärna lägga paneldatadimensionen åt sidan för att istället arbeta med data på aggregerad nivå. Det har då visat sig att regionerna inte avviker särskilt stort från varandra, avseende de samband vi undersöker. Det andra extremfallet är om resultaten inte visar på någon enda effekt av gemensam styrka i samtliga inkluderade regioner. Då kan vi förenkla arbetet genom att skatta var och en av regionerna separat, för de är alla fullt ut unika.

En viktig egenskap som vi måste söka efter hos de data vi samlar in är stationaritet. Begreppet innebär att tidsserierna både uppvisar konstant medelvärde och varians över tiden och att autokorrelationen mellan två tidsperioder endast beror av tidsrymden dem emellan, inte av de faktiska tidpunkterna för dem båda. Icke-stationära tidsserier kan endast tillåta oss att dra slutsatser om den period vi har data för, istället för att som önskat kunna prognostisera och göra inferens.³⁷ Det går dock ofta att avhjälpa detta problem genom att låta de icke-stationära tidsserierna genomgå lämplig transformering eller kointegrering.

³⁵ Se Gujarati (2003), s 640, ekvation 16.2.1 eller Baltagi (1995), s 9, ekvation 2.1.

³⁶ Se Baltagi (1995), s 3f.

³⁷ Se Gujarati (2003), s 797f.

3 DATAINSAMLING

3.1 Aggregeringsnivå

När ekonomiska fenomen ska undersökas är det vanligt att utgångspunkten är en funktionell indelning av landet, snarare än en indelning på basis av geografi eller historiska händelser, såsom är fallet med många av de administrativa regionala enheterna idag. Inom till exempel EU finns det färdiga mallar för olika nivåer vid redovisning av statistik. Sverige kan enligt dessa delas in i nivåerna NUTS 1, som motsvarar hela riket, NUTS 2, som är en indelning i åtta riksområden och NUTS 3, som är en indelning efter länens gränser.³⁸ Den regionindelning som lämpar sig bäst för vårt arbete baseras på de så kallade lokala arbetsmarknaderna, vilka skapats med utgångspunkt i ekonomisk aktivitet, närmare bestämt pendlingsmönster mellan kommuner.³⁹ En lokal arbetsmarknad kan i stort sett omfatta alla typer av kompetens som regionen behöver, så att varje arbetsuppgift sköts av rätt person och regionen därmed fungerar på ett ekonomiskt effektivt sätt.

Om en indelning är på basis av historiska regiongränser, som de för landskapen och länen, uppstår problem. Även om samtliga samhällen inom ett län är knutna till varandra genom både politiska processer och gemensam samhällsservice, så hör de på flera områden inte ihop. Ett bra exempel på hur länsindelningen missar en stor del av verkligheten är att orten Heby i Västmanlands län främst är kopplad till Uppsala i Uppsala län, istället för Västerås i det egna länet. Hebys många försök att få till stånd ett länsbyte beror naturligtvis på ortens ekonomiska intressen.

En intressant aspekt med regional indelning blir särskilt närvarande i en regressionsmodell med paneldata från flera regioner. De har alla en egen konstant, som kan visa om det finns särskilda effekter av fenomen som den regionala andan eller traditionen i regionens absoluta drivkrafter, som exempelvis kommunorganisationen eller dominanta företag. Konstanterna fångar också upp fenomen som människan inte kan påverka, som klimat, naturtillgångar och geografiskt läge.

3.2 Urval

Eftersom denna studie tar sin utgångspunkt i resultaten från SCB:s projekt *Statistik om den nya ekonomin*, finns redan i utgångsläget vissa begränsningar, framför allt i urvalet av data att arbeta vidare med. För att framgångsrikt kunna göra inferens utifrån utförda skattningar måste modellen vara korrekt specificerad så att feltermerna blir normalfördelade, oberoende och slumpmässiga, som sagts i 2.4 *Regressionsanalys med paneldata*. Vi behöver en uppsättning variabler och proxys som kan förklara samma del av variationen i tillväxten som "Solow-residualen".

³⁸ NUTS står för "Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques". För mer information om NUTS, se Statistiska centralbyrån (2003:2).

³⁹ Se Nilsson, Ekström och Lagnerö (2002), s 4.

För att undvika en situation där kontrollen över den modell vi arbetar med går förlorad är målet att inkludera variabler och proxys som passar adekvat teori, inte låta tillgängligheten av data styra i utgångsläget.⁴⁰ Eftersom arbetet är knutet till ovannämnda SCB-projekt, kommer dock de fyra temapublikationer som publicerats att utgöra viktiga källor för intressanta och relevanta indikatorer som kan användas som proxyvariabler. Den ekonomiska forskning som omtalats i 2.3 *Ekonomisk tillväxt*, kan fungera som ytterligare teoretiskt stöd i valsituationen.

En inledande inventering ger oss närmare tio indikatorer och en kontrollvariabel som vi tror oss kunna använda. Baserat dels på våra tankar om hur de förstnämnda kan tänkas fungera som proxys och dels på SCB:s sätt att placera dessa i sin tankemodell⁴¹, presenterar vi dem enligt följande beskrivning:

Avknoppningar i företagsvärlden

SCB skriver: *Företagen avknoppar delar av verksamheten i syfte att öka flexibiliteten och effektiviteten, något som också kan öka produktiviteten.*

Denna indikator kopplar vi till begrepp som "outsourcing", "downsizing" och "koncentration på kärnverksamhet". Ekonomiska teorier säger att specialisering leder till mer produktiv verksamhet, så fler avknoppningar kan ge högre tillväxt. Alla utnyttjar då komparativa fördelar och väljer med det som utgångspunkt sin kärnverksamhet.

Andel anställda med hög utbildning

En ökning av andelen anställda med efterfrågad utbildning och kompetens ger företagen möjlighet att öka sin effektivitet, vilket också kan öka produktiviteten.

Ju mer kompetens ett företag lyckas samla, desto bättre förutsättningar för att addera förädlingsvärde till produkterna. Således kan denna indikator motivera större förädlingsvärden. Samtidigt bör det finnas någon sorts mättnadsnivå, samtliga anställda behöver inte hög utbildning.

Kanske det till och med skadar produktiviteten med stor andel akademiker bland de anställda och således flertalet överkvalificerade, om det leder till att denna skara saknar motivation och utmaning i arbetet.

Import respektive export i relation till BNP

Förändring i kvoterna import genom BNP och export genom BNP indikerar dels konkurrensläge, dels marknadsstorlek eftersom inhemska respektive utländska köpare väljer mellan svenska och utländska produkter. Importkvoten indikerar även produktivitet då utländska produkter kan medföra möjligheter till nya produktionssätt.

Den senaste globaliseringsvågen har lett till att flera typer av marknader knutits samman och detta har givit aktörer större valmöjligheter. Den ökade konkurrensen leder till utslagning av icke konkurrenskraftiga företag och varje land kommer att i större utsträckning specialisera sig. Dessutom, om företagen kan köpa insatsvaror till världsmarknadspris, istället för att som tidigare varit hänvisade till motsvarande dyra inhemska insatsvaror, kan deras slutprodukter bli prismässigt gångbara på större marknader. Företagen kan då finna avsättning för en större produktion och kan nå skalfördelar.

⁴⁰ Detta beteende, att låta data styra specificerandet av modellen, kallas "data mining" och betraktas av många som föga vetenskapligt. Se exempelvis Kennedy (2002).

⁴¹ För samtliga citat i detta avsnitt, se Statistiska centralbyrån (2001).

Företagens försäljning via Internet i relation till total försäljning

Om informationstekniken utnyttjas på ett effektivt sätt i arbetet förväntas produktiviteten kunna öka.

Om företagen i allt större utsträckning sköter sin försäljning via elektroniska handelssystem, kommer kanske effektiviteten i denna del av verksamheten öka. Samtidigt kommer samma företags inköp möjligtvis att ta längre tid och bli mer omständliga, när inköparen själv skriver in ordern i leverantörens e-handelssystem, vilket kan leda till en negativ effekt på tillväxten. Sammantaget bör dylika system ge effektivitetsvinster för en marknads alla aktörer och kan minska tidskrävande kontakter i mindre ärenden och frågor.

Programvaruinvesteringar i förhållande till bruttoinvesteringar

Ny mjukvara förbättrar produktionsprocessen och indikerar därmed en förbättrad produktivitet.

Möjligtvis påverkar denna typ av investeringar tillväxten i annan grad än andra typer av investeringar, vilket denna indikator i så fall kan visa. Samtidigt finns kanske en motverkande effekt. Det är bortkastade pengar, om stora delar av ett företags anställda inte vuxit upp i ett datoriserat samhälle och således behöver utbildning för att hantera all den nya mjukvaran.

Antal nystartade företag i förhållande till företagsstocken

Fler aktörer på marknaden pressar priserna och tvingar fram produktivitetsökningar.

Specialisering leder till effektivare produktion. Om entreprenörer i större utsträckning kan finna möjligheter att inträda på en marknad, exempelvis i spåren av de senaste årens avregleringar, blir konkurrensen hårdare och även de stora företagen måste söka effektiviseringsmöjligheter.

Deras skalfördelar räcker inte till mot de specialiserade företagen. Produktivitetssökningar kan således förklaras av hur många nya företag som bildas.

Andelen av arbetskraften som byter arbetsgivare

Arbetskraftens villighet och möjlighet att byta bransch påverkar matchningsprocessen.

En bättre lämpad och därmed mer produktiv arbetsstyrka på varje enskilt företag uppnås när alla arbetare, genom en matchningsprocess, hittat ett yrke som passar dem och deras kompetens.

Antal invandrare med permanent uppehållstillstånd

Fler invandrare ökar globaliseringen och kan också leda till en bättre matchning på arbetsmarkanden om invandrarna kan bjuda ut sådan kompetens som tidigare efterfrågats men ej gått att finna.

Ökad produktivitet kan bli resultatet om kompetensen hos arbetsstyrkan ökar, som i fallet med högutbildade arbetare. Det är samtidigt viktigt att tänka på vad en misslyckad integrationspolitik kan få för konsekvenser om personer hamnar på fel arbetsplatser och därmed inte producerar maximalt.

Arbetslöshetsnivå

Låg arbetslöshet och därmed hög sysselsättning brukar vara ett tecken på högkonjunktur. I de tidsperioderna är BNP alltså växande, möjligtvis utan att produktiviteten har förbättrats. När denna kontrollvariabel inkluderas i en regressionsmodell kan den komma att rensa bort, det vill säga kontrollera för, konjunktursvängningar. I så fall får övriga variabler i

modellen korrekt utrymme att visa vad de bidrar med i form av produktivitet.

När vi söker efter data för utvalda indikatorer finner vi svårigheter med många av dem. De som sammankopplas med informations- och kommunikationsteknik finns endast i så korta tidsserier att de ej kan användas i modeller med paneldata. Ytterligare ett problem vi stöter på är att finna data för olika typer av regioner, i flera fall finns data på NUTS 3-nivå, men i färre fall på kommun- eller lokal arbetsmarknadsnivå. Till viss del beror denna avsaknad av data på att speciella körningar krävs för vissa av indikatorerna. Tillgången till databaser hos olika statistikansvariga myndigheter är så kostsam att uppsatsstudenter inom universitetens grundutbildningar sällan kan ordna finansiering för den. Vissa av indikatorerna ovan ersätts därför med en snarlik proxy när vi inte har tillgång till data för den ursprungliga versionen.

Efter genomgången av tillgängliga data återstår fyra indikatorer som vi använder som variabler i vår modell.⁴² Dessa är som följer:

Antalet sysselsatta i regionen. Kallas hädanefter, i likhet med det generella begreppet "arbetskraft" i "Solow-modellen", för *L*.

Antal nystartade företag i regionen. Denna variabel kan tänkas ersätta "Avknoppningar i företagsvärlden" och "Antal nystartade företag i förhållande till företagsstocken". Kallas efter division med *L* för *Nystarter*. Mer om denna transformation i 4.1 *Förväntade resultat*.

Antal högutbildade invånare i regionen. Denna kan tänkas ersätta "Andel anställda med hög utbildning". Kallas efter division med *L* för *Högutbildade*.

Sveriges utrikeshandel som andel av BNP. Detta är en kombination av de två indikatorerna "Import respektive export i relation till BNP". Kallas efter division med *L* för *Handel*.

Antalet arbetslösa i regionen. Kallas efter division med *L* för *Arbetslösa*.

När det gäller vår beroende variabel, produktionen per sysselsatt *Y*, finns det några saker att redogöra för. För det första har det i vetenskapligt arbete visat sig att dubbelriktad kausalitet förekommer mellan produktionsnivå och vissa andra ekonomiska variabler, vilket kan medföra betänkligheter vid tolkning av eventuella statistiska samband som vi nämnt i 2.4 *Regressionsanalys med paneldata*.⁴³ För det andra är måttet bruttoregionalprodukt (BRP), som beräknas i Sverige, behäftat med problem. Företag redovisar inte alltid en uppdelning av sin redovisning som följer geografisk belägenhet. Det går med andra ord inte att tala om var vinsterna uppstår, var förädlingen sker eller hur stor del av ett försäljningskontors omsättning som hör till olika enheter. Av denna anledning kan det vara bättre att approximerar tillväxten med förändringen av regionens lönesumma från inkomstsidan, som ju är en del av måttet BRP.⁴⁴ Det senare beräknas också först när definitiva beräkningar finns, normalt två år efter aktuellt år. Med andra ord finns en tidseftersläpning. Avslutningsvis är det så att lönesum-

⁴² Samtliga dataset presenteras i *Appendix A*.

⁴³ Att dubbelriktad kausalitet existerar mellan svensk export och svensk BNP respektive total faktorproduktivitet i Sverige är viktiga slutsatser i Hacker och Hatemi-J (2003), se s 779f.

⁴⁴ Nilsson, Ekström och Lagnerö (2002) resonerar på samma sätt, se s 6.

man inom en regions offentliga sektor kan förväntas vara nära nog oberoende av hur bra eller dåligt det egentligen går för regionen. I många fall är det ju skatteutjämning och statliga bidrag som delfinansierar den offentliga verksamheten. Dessutom förekommer projekt för att hålla hela landet levande med hjälp av utlokalisering av offentlig verksamhet till olika regioner. Det kan alltså till och med vara så att lönesumman för den offentliga sektorn i en region går upp i en period där regionen upplever en recession. Således är det bäst att för denna variabel använda ett dataset som rensats från den offentliga sektorns lönesumma, men ett sådant har vi dessvärre inte tillgång till i detta arbete.

När det gäller variabeln kapitalinsats K , så kan årliga värden erhållas på flera sätt. Det första är naturligtvis att se på hur kapitalstocken i varje regional ekonomi förändras från år till år. Det andra sättet är något mer invecklat. En periods värden för de regionala kapitalstockarna kan användas och sedan räknas tidsserier fram genom att lägga till årliga investeringar samt dra ifrån den årliga deprecieringen. Nu är det olyckligtvis så att årliga investeringar i den svenska ekonomin endast finns tillgängliga på NUTS 1-nivå, inte NUTS 3- eller lokal arbetsmarknadsnivå, så vi får genast problem med den senare metoden. Vidare är det också så att data om den svenska kapitalstocken på regionala nivåer är obefintlig.

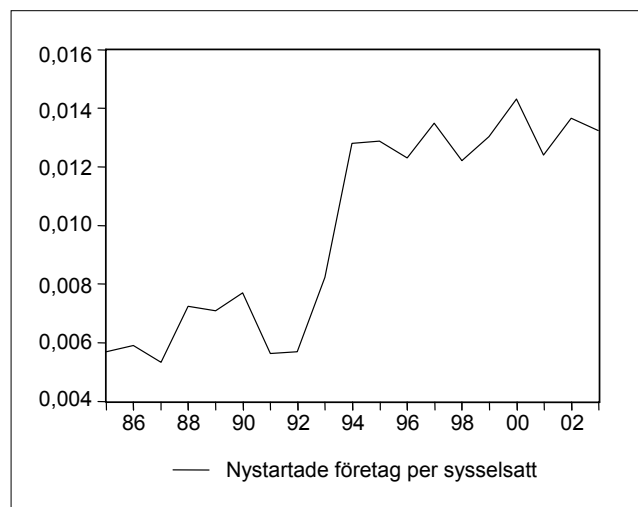
Trots fördelarna med indelningen i lokala arbetsmarknader, enligt 3.1 *Aggregeringsnivå*, har vi på grund av tillgängliga data tvingats rätta oss efter NUTS 3-indelningen. Vi har valt ut fem regioner på basis av deras något skilda egenskaper. Således kan urvalet tänkas visa upp Sverige som ett land av skiftande regional natur. De utvalda är Västerbottens län, en nordlig kustregion med bland annat skog och glesbygd, Stockholms län, en sjönära storstadsregion i mellersta Sverige, Västra Götalands län, en stor industriregion med hamnområde, Jönköpings län, en centralregion i södra Sverige med småföretagarområden, samt Skåne län, en region med många städer och nära kontakt med kontinentala Europa.

Data för variablerna finns tillgänglig i tidsserier av varierande längder och den kortaste av dem blir en bindande gräns uppåt. Under rådande förhållanden har vi maximerat längden för att uppnå högsta möjliga kvalitet avseende beräkningar. Detta innebär att vi arbetar med data från åren 1985 till 2003.

3.3 Granskning av data

När vi så tar oss an att skärskåda det insamlade dataunderlaget, börjar vi med att åskådliggöra tidsseriernas utveckling i diagram. Det blir på så sätt möjligt att göra en initial, helt bildmässigt uppskattning av vad som hänt med variablerna. I *Figur 1* visas ett exempel. Resterande serier återfinns i *Appendix A*, vilket förutom figurer innehåller data och deskriptiv statistik.

Figur 1
Nystarter i region Stockholm. Tidsperiod 1985–2003



Redan vid denna första anblick tycker vi oss se att tidsserierna fluktuerar i olika grad, exempelvis kan kasten synas särskilt tvära i serierna för variabeln *Arbetslösa*, men det visar sig vara en synvilla på grund av skalan. En mer formell kontroll av varianserna visar att spridningen generellt är större i serierna för *Högutbildade*. En faktor som möjligen stör seriernas utveckling över tid är den period av ekonomiska svårigheter som Sverige upplevde under inledningen av 1990-talet.⁴⁵ Vidare ser vi att samtliga serier har nått en högre nivå i slutet av perioden än den de startade från.

Störst intresse i denna översiktliga granskning väcker seriernas icke-stationära utseende. Det tycks vara så att de inte uppfyller kraven vi beskrivit i 2.4 *Regressionsanalys med paneldata*. Exempelvis är det uppenbart att serien i Figur 1, inte har ett konstant medelvärde över tiden. I Tabell 1 redovisas ett första test, som visar att stationaritet inte är ett av karaktärsdragen för denna serie. Detta är inte överraskande då det under senare års allt intensivare arbete med tidsserieanalys ofta visat sig att ekonomiska variabler inte uppfyller kravet på stationaritet.⁴⁶

⁴⁵ I sammanhanget är det viktigt att poängtera att mätningssmetoden vid insamling av data för nystartade företag förändrades mellan åren 1992 och 1993. Den förhållandevis stora ökningen som skett mellan 1993 och 1994 kan dock bero av exempelvis ljusare ekonomiska tider i Sverige, se vidare i *Appendix A*.

⁴⁶ I Gujarati (2003) används en rad ekonomiska variabler i exempel på tidsserieanalys med icke-stationära variabler, se s 792ff. Clive W. J. Granger har vikt många år av sitt arbete åt problemen som uppstår vid hantering av ekonomiska tidsserier behäftade med icke-stationaritet. För en översikt av hans livsverk läses lämpligen manuskriptet till hans Nobel-föreläsning, se Granger (2004).

Tabell 1

Statistisk signifikanta autokorrelationskoefficienter i serien Nystarter, i region Stockholm. Test med Ljung-Box Q-statistika

Lagg	AC	LB Q	P
1	0,82	15,02	0,00
2	0,64	24,54	0,00
3	0,48	30,27	0,00
4	0,35	33,54	0,00
5	0,26	35,42	0,00

Förklaringar: Autokorrelationskoefficient, AC; Ljung-Box Q-statistika, LB Q; sannolikheten att samtliga AC upp till och med aktuell lagg är lika med noll, P. Tidsperioden är som tidigare 1985-2003. Vi tillämpar fem procents signifikansnivå, både här och i resterande hypotesprövningar om inte annat anges.

Detta test används för att söka efter autokorrelation i serier, exempelvis vid granskning av feltermerna från en regression. Om autokorrelation förekommer i våra dataserier står det klart att de är icke-stationära, eftersom respektive series medelvärde, varians eller både och kommer att förändras med tiden.⁴⁷ I Tabell 1 åskådliggörs att serien *Nystarter*, i region Stockholm, är behäftad med autokorrelation och därmed inte kan sägas vara stationär. Tester av övriga serier uppvisar likvärdiga resultat. Detta problem löser vi genom transformering av samtliga serier efter något utvalt system. För att avgöra vilken transformering som krävs använder vi ett enhetsrottest, *The Augmented Dickey-Fuller Test*⁴⁸, som är ett av de vanligaste stationaritetstesterna. Det har kapacitet att inte bara svara på frågan om en serie är stationär, utan vid nekande svar också säga något om formen för den stokastiska processen. Testet är dock inte fullt adekvat för tidsserier som är så korta som de vi arbetar med, varför vi inlett med autokorrelationstestet ovan.⁴⁹ På så vis skapar vi en sammansatt grund för bedömningen av serierna. Genomförandet av enhetsrottestet ger oss genomgående en bild av tidsserierna som så kallade *Random Walk with drift*, men avseende några av serierna för *Nystarter* indikerar testet att icke-stationaritet kan förkastas på fem procents signifikansnivå. För ett exempel på nämnda test, se Tabell 2. Samtidigt som vår testprocedur brister något i precision och säkerhet, erhåller vi några tecken som pekar på problem av väntat och bearbetningsbart slag.

⁴⁷ För beskrivning av denna typ av stationaritetstest, se Gujarati (2003), s 808f.

⁴⁸ För beskrivning av denna sorts test, samt förklaring av enhetsrotsbegreppet, se Gujarati (2003), s 814ff respektive s 802ff.

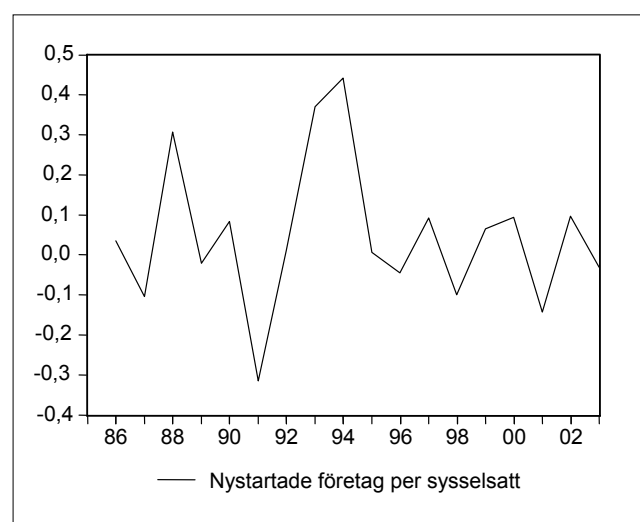
⁴⁹ Programvarupaketet *EViews* varnar oss för det begränsade antalet observationer i vårt stickprov – de kritiska värdena för *The Augmented Dickey-Fuller Test* som vi använder avser en stickprovstorlek om 20 observationer, vilket vi inte riktigt når upp till. En påminnelse om att längre tidsserier vore önskvärda.

Tabell 2**Enhetsrottest, The Augmented Dickey-Fuller Test, serien Nystarter i region Stockholm**

Nollhypotes	τ -värde	P	Resultat
Serien har en enhetsrot	-1,13	0,68	Nollhypotesen kan inte förkastas

Förklaringar: Teststatistikan τ ; sannolikheten att det finns en enhetsrot, P , det vill säga serien är icke-stationär.

Tidsserier som följer enklare icke-stationära processer, blir stationära om man differentierar dem en gång, varför vi gör ett försök med denna åtgärd.⁵⁰ De resulterande serierna blir då årliga förändringstal. Vidare blir det tydligt varför samtliga variabler dessutom måste logaritmeras, när vi visar vår modells utseende i 4.1 *Förväntade resultat*. Ett exempel på utfallet av denna tudelade transformering visas i *Figur 2*.

Figur 2**Serien Nystarter, i region Stockholm, differentierad och logaritmerad. Tidsperiod 1985–2003**

Detta diagram åskådliggör att serien genomgått en förändring som gör att vi kan bedöma den som stationär vid blotta åsynen. En invändning är att medelvärden för den första respektive den andra halvan av serien ser ut att kunna vara statistiskt skilda från varandra. Vi måste återigen genomföra formella tester av våra tidsserier för att finna mer tillförlitliga svar.

⁵⁰ Här syftar vi på tidsserier som är integrerade av ordning 1, se Gujarati (2003), s 804f och s 820.

Tabell 3

Statistisk icke signifikanta aukokorrelationskoefficienter i serien Nystarter, i region Stockholm, differentierad och logaritmerad. Test med Ljung-Box Q-statistika

Lagg	AC	LB Q	P
1	0,02	0,01	0,93
2	-0,21	1,03	0,60
3	-0,36	4,17	0,24
4	-0,02	4,18	0,38
5	0,15	4,81	0,44

Förklaringar: Se Figur 1.

Tabell 4

Enhetsrottest, The Augmented Dickey-Fuller Test, serien Nystarter i region Stockholm, differentierad och logaritmerad

Nollhypotes	τ -värde	P	Resultat
Serien har en enhetsrot	-3,67	0,00	Nollhypotesen kan förkastas

Förklaringar: Teststatistikan τ ; sannolikheten att det finns en enhetsrot, P, det vill säga serien är icke-stationär.

Nu visar det sig att vi kan betrakta vår exempelserie som stationär – testerna i *Tabell 3* respektive *4* pekar båda i den riktningen. Detsamma gäller i stort för övriga differentierade och logaritmerade serier. I autokorrelations-testerna av några av de fem serierna för *Arbetslösa* blir resultaten dock avvikande. De ligger i gränzonerna och serierna synes tydligt stationära först vid andra differentieringen. Enligt en vanlig ekonomisk teori om en "naturlig arbetslöshetsnivå", borde den första differentieringen av *Arbetslösa* vara en stationär serie kring en nivå som bestäms av det institutionella läget i regionen.⁵¹ I vårt fall påverkas sannolikt dessa serier av den politiska omläggningen och den ekonomiska krisen i Sverige under mätperioden. Exempelvis förändrades förutsättningarna för kreditgivning på finansmarknaden. I resultaten från enhetsrottestet förkastar vi dock att serierna för *Arbetslösa* skulle vara icke-stationära, så bilden blir något tvetydig. I denna kategori av tester visar det sig att några av serierna för *Y* ligger i gränzonen för förkastande av nollhypotesen. Vi går vidare med de serier vi fick fram efter gjorda transformering, då den generella bilden är positiv.

Genom att granska korrelationskoefficienter går det att se om ett slags variabel samvarierar med något annat slag. Ett sådant mönster kan ge oss en föränning om problem med multikollinearitet riskerar att uppstå. Problemet består i sådana fall i att flera olika slags variabler följer samma utveckling och det därmed blir otydligt, för att inte säga helt ovisst, vilken som påverkar den beroende variabeln och i vilken utsträckning. Således kanske inte samtliga kan fungera tillsammans i modellen. Matrisen i *Appendix C* innehåller mycket skiftande koefficienter för de olika variabler som ingår. Mellan olika slags variabler är värdena inte uppseendeväckande, exempelvis är korrelationskoefficienten för *Högutbildade* i Västra Götalands län och *Nystarter* i Jönköpings län måttliga 0,21 och vi ser inte någon risk för multi-

⁵¹ Mer om "naturlig arbetslöshetsnivå" eller som det något kontroversiella uttrycket heter på engelska, "The Natural Rate of Unemployment", finns att läsa i Blanchard (2000), s 116f.

kollinearitet. Inom tvärsnitten för varje slags variabel förekommer däremot mycket stark korrelation, eftersom varje värde i ett tvärsnitt är det regionala utfallet av en i grunden likvärdig process. Ett exempel på detta är koefficienten mellan *Arbetslösa* i Stockholms län och i Skåne län, vilken når upp till 0,92. Noterbart är också att vissa variabler inte korrelerar särskilt starkt med Y .

4 RESULTAT

4.1 Förväntade resultat

Nu har vi kommit så långt att vi kan ställa upp den modell som i detta arbete försöker förklara den regionala tillväxten, alltså förändringen i BRP, eller närmare bestämt vår approximation för denna – förändringen av de regionala lönesummorna.

Efter inventeringen av data för Sveriges regioner, konstaterar vi att vi inte har möjlighet att ställa upp den modell vi ursprungligen strävade efter. Trots allt har vi hamnat i en situation där vår modell är delvis betingad av tillgängliga data och har därmed ett drag av "data mining" infunnit sig.

Inferens som görs utifrån en skattning av en modell med ett urval av rums-
ligen åtskilda enheter, är beroende av just det aktuella urvalet och gäller inte i andra sammanhang.⁵² De koefficienter som hålls som gemensamma för samtliga regioner i beräkningarna som följer, kommer endast att vara giltiga som skattningar för denna grupp av regioner, alltså det aktuella tvärsnittet. För de koefficienter som skattas som regionsspecifika blir giltigheten bredare – skattningen blir densamma om fler eller färre regioner skulle inkluderas. Värt att tänka på är dock att om vi visar på regionala skillnader, ger det utrymme för andra att ytterligare undersöka Sveriges regioner. Naturligtvis måste våra skattningar uppfylla alla de vanliga kraven för att någon som helst inferens ska kunna erhållas. Slutligen formar vi nu vår modell enligt 3.

$$\Delta \ln Y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \Delta \ln Arbetslösa_{it} + \beta_{2i} \Delta \ln Högutbildade_{it} + \beta_3 \Delta \ln Nystarter_{it} + \beta_4 \Delta \ln Handel_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{där } i = 1, \dots, 5 \text{ och } t = 1, \dots, 18 \quad (3)$$

Modellen är en logaritmerad och därmed loglinjär variant av Solows produktionsfunktion. I ursprunglig form är funktionen ett multiplikativt förhållande, som visades i 2.3 *Ekonomisk tillväxt*. Vidare är samtliga serier differentierade, vilket motiverades i avsnitt 3.3 *Granskning av data*. Som synes har kapitalinsats K utelämnats. Eftersom hela ekvationen har dividerats med arbetsinsats, mätt som antal sysselsatta, L , så ser det vid första anblick ut som om även den variabeln saknas. Det är dock så att effekten av den delvis inkluderas i konstanten β_0 . De övriga variablerna definieras enligt 3.2 *Urval*. Den grundläggande modellen är utbyggd med regionsspecifika effekter i konstanten och i några av de förklarande variablerna. Detta kan ses som att lägga till olika typer av dummy-variabler.⁵³

⁵² Se Baltagi (1995), s 10.

⁵³ För att få en bild av sådana modellers utseende, se Gujarati (2003), s 641-645 eller, för modeller tecknade med matrisbeteckningar, Baltagi (1995), s 9-13. Programvarupaketet

Vi har ytterligare några à priori förväntningar. Det finns exempelvis belägg för att regionala skillnader i tillväxtmodellens ekvation förekommer. Några nordiska forskare har undersökt produktiviteten i svenska och norska regioner och funnit stora skillnader.⁵⁴ Samtidigt är detta i sig naturligtvis ett ganska logiskt och väntat resultat. Det torde följa direkt av forskningsresultat som visat på skillnader mellan länder, om det är så att lika stora relativa skillnader finns mellan exempelvis Europas länder, som mellan regionerna inom desamma. Av detta följer också att ett eventuellt blottläggande av betydande, inte endast statistiskt signifikanta, skillnader mellan Sveriges regioner, bör åtföljas av ekonomisk aktivitet i syfte att spekulera i dessa skillnader. Dylik spekulering skulle på sikt uttradera möjligheterna till ytterligare ekonomiska vinster, liksom dagens omflyttning inom Europa jämnar ut förhållandena dessa länder emellan. Återigen, oavsett de resultat vi åstadkommer, skulle en undersökning med samtliga regioner i Sverige behövas för att tillstyrka eller vederlägga eventuella regionala skillnader. Givet ämnets komplexitet går vi dock vidare med en förväntan om att regionala skillnader fortfarande existerar och således att regionernas intercept skiljer sig från varandra. Vi finner det troligt att Stockholms län, som dynamisk storstadsregion, har det högsta interceptet och att den perifera glesbygdsregionen Västerbottens län ligger i andra änden av spektrumet. Emellan dem båda känns ordningen mer oklar. Samtidigt förväntar vi oss inte att variablernas effekt förändras över tiden, eftersom politiskt och kulturellt samhällsklimat, samt regionernas geografiska karaktärsdrag förändras mycket lite under en kortare tidsrymd om 18 år, som den vi studerar. Även om variablernas respektive effekt i flera fall kan tänkas genomgå en förändring på längre sikt, synes det svårt att påvisa något sådant i detta begränsade stickprov.

Vi kan inte för egen del finna tillräckliga argument som motiverar att *Handel* och *Nystarter* skulle ha regionsspecifika effekter. Vi förväntar oss därmed att koefficientskattningarna för dessa inte skulle vara signifikant skilda från varandra, ett riksgenomsnitt eller snittet för denna samling regioner vid användning av en regressionsmodell som tillåter dylika effekter. Värt att notera är att även om *Handel* är aggregerad till Sverigenivå, skulle denna kollektiva variabel kunna ha individuella effekter i regionerna. Variabeln *Högutbildade* däremot kan tänkas bidra till tillväxten i olika grad i olika regioner, beroende på det regionala näringslivets skilda behov. Dessa behov avviker naturligtvis om en region har mycket kunskapsintensiv eller tvärtom mycket arbetsintensiv företagsamhet. Vidare kan variabeln *Arbetslösa* uppvisa regionsspecifika effekter om dynamiken i regionernas arbetsmarknader skiljer sig genom exempelvis olika koncentration av små och stora företag.

Vi antar ett positivt samband mellan *Nystarter* och *Y*, mellan *Högutbildade* och *Y* och dessutom mellan *Handel* och *Y*. Därutöver förväntar vi oss finna ett negativt samband mellan *Arbetslösa* och *Y*.

EViews levererar utskrifter som inte visar dummy-variablerna på ett tydligt sätt, utan lägger ihop dessa med benchmark för att visa upp koefficienterna på ett jämförbart sätt. Som synes i 3, skattas fem ekvationer med regionsspecifika koefficienter för två av de förklarande variablerna samt regionsspecifika intercept.

⁵⁴ Se Østbye och Westerlund (2003).

Möjligen kommer vi att finna att vissa av variablerna inte uppvisar förväntad påverkan på tillväxten förrän efter någon eller några tidsperioder. Vi kan argumentera för att nystartade företag kräver ett par års utveckling innan det blir produktiva och når lönsamhet och för att nyutexaminerade, högutbildade individer behöver en period på sig att finna lämpligt arbete och därefter sätta sig in i uppgiften.

Det är viktigt att återigen påpeka att de olika variablerna i varierande, om än generellt låg grad korrelerar inbördes, vilket beror på att de påverkas utifrån av samma fenomen. Förutom att *Arbetslösa*, som sagts i 3.2 *Urval*, följer konjunkturen, bör variabeln *Handel* göra detsamma. Möjligen är förhållandet till konjunkturen mer invecklat för den senare, vilket kan förklara att inget kraftigt utslag mellan denna och *Arbetslösa* syntes i korrelationsmatrisen, se 3.3 *Granskning av data*. Därför förutsätter vi slutligen att båda kommer att kunna inkluderas i vår uppställning av modellen, utan problem med multikollinearitet.

4.2 Skattning av modellen

Innan vi genomför skattningen av den förväntade modellen, vill vi prova en skattning där både konstant och resterande koefficienter hålls som lika för samtliga regioner. Om en skattning av denna typ faller väl ut i enlighet med 2.4 *Regressionsanalys med paneldata*, kan det helt enkelt indikera att inga regionala skillnader finns och således kan ekonometriska analyser av tillväxt göras på aggregerad nivå (i vårt fall NUTS 1-nivå) utan förlust av detaljrikedom. I Tabell 5 följer resultatet av denna första skattning.

Tabell 5

Skattning av modell där alla koefficienter och interceptet hålls konstanta över tid och mellan rumsliga enheter. Nedan kallad "poolad" regression

Beroende variabel: $\Delta \ln Y_{it}$

Stickprov: 1986 – 2003

Totalt antal panelobservationer: 90

Förklarande variabel	Koefficient	t-statistika
Intercept	0,0181	5,797
$\Delta \ln \text{Arbetslösa}_{it}$	-0,0389	-5,339
$\Delta \ln \text{Nystarter}_{it}$	0,0018	0,135
$\Delta \ln \text{Högutbildade}_{it}$	0,0221	0,405
$\Delta \ln \text{Handel}_t$	0,1344	2,426
R^2 (justerad): 0,193		F-statistika: 6,334 [†]
AIC: 0,00048839		SIC: 0,00056116

Not: Epitetet "poolad" kommer från engelskans *Pooled Regression* som är namnet för en sådan här modelluppställning, där hela gruppen, poolen, av rumsliga enheter behandlas som en enhet, se Gujarati (2003), s 641. † - F-statistikan signifikant på femprocentnivån.

Vid granskning av resultaten kan vi utläsa en del viktig information. Till att börja med har de statistiskt signifikanta koefficientskattningarna för *Handel* och *Arbetslösa* förväntade tecken. Det vill säga, att skattningen tyder på att *Handel*, eller närmare bestämt den differentierade kvoten utrikeshandel, som andel av BNP per sysselsatt, har ett positivt samband med tillväxten samtidigt som *Arbetslösa*, alltså den differentierade kvoten antal arbetslösa per sysselsatt, har ett negativt samband med densamma. Skattningen för

interceptet är positiv. Det faktum att den är statistiskt signifikant kan betyda att regionerna i grund och botten är så homogena att ingen skattning som åtskiljer deras intercept krävs. Även skattningarna för *Högutbildade* och *Nystarter* ligger under gränsen för vad som anses vara statistiskt signifikant, det är enligt denna skattning alltså inte helt klarlagt att dessa två variabler har någon påverkan på Y .⁵⁵ För att kontrollera om den modesta förklaringsgraden R^2 (*justerad*) på 19,3 procent egentligen har någon giltighet, tittar vi på F -statistikan som är klart signifikant. Därmed kan vi inte förkasta att de fyra lutningskoefficienterna gemensamt påverkar vår beroende variabel. För att avgöra om inferens kan göras, måste vi ägna oss åt ytterligare diagnostik. Testvärden redovisas i *Appendix B*.

Det första test vi genomför rör feltermernas normalitet och kallas *Anderson-Darling test*.⁵⁶ Det visar sig att vi kan förkasta att feltermerna från serierna för regionerna Stockholms och Västra Götalands län är normalfördelade. Samtidigt kan vi inte göra detsamma för övriga serier. De förstnämnda serierna verkar i detta fall innehålla någon systematik som vi inte räknat med i den första regressionsanalysen.

Autokorrelationstestet med hjälp av *Ljung-Box Q*, vars teori vi kortfattat beskrivit i 3.3 *Granskning av data*, ger att samtliga feltermsserier uppvisar autokorrelation.⁵⁷ I båda testerna finner vi problem som kan tyda på att modellen är felspecificerad. Om denna skulle justeras, kan vi kanske få mönstret i feltermerna att flyttas över till regressionsmodellens systematiska del. Vi kommer att granska modellvalskriterier i form av *Akaike* – och *Schwartz Information Criterion* (*AIC* och *SIC*), så att vi ska kunna värdera de följande förändringarna vi gör i uppställningen av modellen.⁵⁸

⁵⁵ En beskrivning av hur det går till att testa om en koefficient är skild från noll finns i Gujarati (2003), s 129f, se särskilt "2-t" *Rule of Thumb* på s 134. Det är vanligt att testa på signifikansnivåerna 1, 5 eller 10 procent och nämnda tumregel bygger på 5 procents signifikans, alltså precis den nivå vi generellt tillämpar i detta arbete.

⁵⁶ Detta test följer hypotesprövningens struktur och ser ut som följer: H_0 : datan är normalfördelad; H_1 : datan är inte normalfördelad; p : sannolikheten att erhålla det testade stickprovet givet att nollhypotesen är sann. Vid test på 5 procents signifikansnivå förkastas nollhypotesen om $p < 0.05$. Programvaran *Minitab* använder detta normalitetstest.

⁵⁷ *Eviews* – det programvarupaket vi använder för själva regressionsanalysen – rapporterar alltid statistikan för Durbin-Watsons d test som undersöker förekomst av autokorrelation, men vi väljer att inte använda det på grund av bristande precision.

⁵⁸ *Akaike* - och *Schwartz Information Criterion* är mått på hur bra anpassning som en regressionsanalys medger, i likhet med förklaringsgraden R^2 . Då de två förstnämnda måtten lägger större vikt vid antalet förklarande variabler och stickprovsstorleken, gör de dock större anspråk på att fungera som modellvalskriterier. I analyserna nedan kommer läsaren att se hur *Schwartz Information Criterion* straffar modellen hårdare vid utökat antal förklarande variabler, än vad *Akaike Information Criterion* gör. För dessa två gäller ju mindre värde, desto bättre, vilket skiljer dem från R^2 . Se Gujarati (2003), s 536f. I *Appendix B* presenteras samtliga värden för dessa två kriterier från analyserna nedan.

Tabell 6
Skattning av modell enligt 3

Beroende variabel: $\Delta \ln Y_{it}$

Stickprov: 1986 – 2003

Totalt antal panelobservationer: 90

Förklarande variabel	Koefficient	t-statistika
Intercept:		
Jönköpings län	0,0110	1,792
Skåne län	0,0217	3,450
Stockholms län	0,0220	2,644
Västerbottens län	0,0186	2,460
Västra Götalands län	0,0172	3,203
$\Delta \ln \text{Högutbildade}_{it}$:		
Jönköpings län	0,1723	1,073
Skåne län	-0,0748	-1,212
Stockholms län	0,0454	0,328
Västerbottens län	-0,0324	-0,375
Västra Götalands län	0,0273	0,447
$\Delta \ln \text{Arbetslösa}_{it}$:		
Jönköpings län	-0,0400	-2,219
Skåne län	-0,0363	-2,224
Stockholms län	-0,0455	-2,489
Västerbottens län	-0,0353	-2,347
Västra Götalands län	-0,0392	-4,098
$\Delta \ln \text{Nystarter}_{it}$	-0,0025	-0,182
$\Delta \ln \text{Handel}_t$	0,1461	2,581
R^2 (justerad): 0,103		F-statistika: 1,638
AIC: 0,00060908		SIC: 0,00097666

Not: Se *Tabell 5*.

Det visar sig nu att *F-statistikan* inte är signifikant vid test på femprocentsnivån. Detta innebär att vi inte kan säga att modellen som den uppställts i *Tabell 6* förklarar variationen i den beroende variabeln. Detta avviker från våra *a priori* förväntningar. Istället för att göra diagnostik på denna felanpassade modell, går vi vidare. Detta kan vi göra på två alternativa sätt. För att kunna förklara utvecklingen hos BRP-approximationen Y , kan vi antingen förenkla modellens uppställning genom att reducera antalet ingående variabler⁵⁹ eller inkorporera ytterligare några förväntningar, i detta fall de som berör tidsförskjutna effekter av variablerna. Vi kan därefter försöka att utvärdera de båda tillvägagångssätten.⁶⁰

⁵⁹ För ett illustrerande exempel på reduktion av antalet variabler i regressionsanalys och användning av *Akaike- och Schwartz Information Criterion*, se Gujarati (2003), s 544f.

⁶⁰ Av utrymmesskäl utelämnas tabellerna med resultaten från dessa två skattningar. Om någon är intresserad av dem, går det bra att kontakta författarna.

En skattning efter borttagande av de tidigare icke signifikanta variablerna *Högutbildade* och *Nystarter* visar inte mycket mer än att den konjunkturkontrollerande variabeln *Arbetslösa* fungerar – samtliga koefficienter blir signifikanta. Att denna anpassning av modellen inte innehåller två av de ekonomiskt sett mest intressanta variablerna, gör att det blir mindre viktigt att resultaten nu är statistiskt sett godkända. De bidrar ju inte i någon större utsträckning till att svara på frågorna som arbetets syfte ställer.

Vi slår in på den andra vägen mot en förbättrad modell genom att testa oss fram medelst tidsförskjutning av variablerna *Högutbildade* och *Nystarter* med mellan ett och tre år bakåt. För den förstnämnda variabeln får vi fram resultat som delvis stämmer med våra förväntningar, då det visar sig att koefficientskattningarna för tre av regionerna blir signifikant negativa med ett års förskjutning. En ökning av antalet högutbildade i period ett, medför en negativ effekt på BRP i period två och det visar sig alltså att variabeln inte har någon omedelbar positiv effekt. Att vi förväntar oss att *Högutbildade* ska medföra en positiv effekt efter ett antal perioder, finner vi dock inget stöd för. Å andra sidan stämmer a priori förväntningarna på variabeln *Nystarter* bra överens med resultaten i denna regressionsanalys. Fler nystartade företag är ett medför en statistiskt signifikant positiv effekt på BRP-approximationen Y i år tre.

I bägge utvecklingsvarianterna av modellen blir *F-statistikorna* signifikanta, samtidigt som modellvalskriteriernas värden sjunkit och därmed förbättrats. Möjligen kan modellens uppställning förfinas ytterligare, så vi går vidare med ännu några analyser innan vi gör mer heltäckande ekonomiska tolkningar och granskar feltermerna.

Förutom att det visat sig fruktbart att tidsförskjuta vissa variabler, visar det sig också vara fördelaktigt att ge *Arbetslösa* respektive *Högutbildade* koefficienter som är gemensamma för samtliga rumsliga enheter. Vi genomför därför en skattning där vi låter samtliga fyra förklarande variabler få dylika koefficienter, medan varje region fortfarande tillåts ha ett eget intercept.⁶¹ Detta betyder i ekonomiska termer att vi antar att effekterna av en förändring av någon variabel är lika starka oavsett region, samtidigt som vi antar att varje region har en särskilda, ekonomiskt betydelsefulla karaktäristika. Denna skattning tycks fungera för samtliga regioner utan större förluster av detaljrikedom, eftersom modellvalskriterierna även denna gång visar förbättrade värden. Denna gång är *SIC* faktiskt lägre än i *Tabell 5*.

Avslutningsvis genomförs en ny "poolad" regression, som i uppställningen endast skiljer sig från modellen i *Tabell 3* genom att förväntningarna om tidsförskjutna effekter finns med. Resultatet av den avslutande skattningen visas i *Tabell 7*.

⁶¹ Denna typ av uppställning kallas i litteraturen för *The Fixed Effects Regression Model* – samtliga effekter hålles ju som gemensamma, "fixed", för de rumsliga enheterna, se Gujarati (2003), s 642. Även här utelämnas tabellen med resultaten.

Tabell 7

Skattning i enlighet med alternativa tidsfördröjda effekter, "poolad" regressionBeroende variabel: $\Delta \ln Y_{it}$

Stickprov: 1988 – 2003

Totalt antal panelobservationer: 80

Förklarande variabel	Koefficient	t -statistika
Intercept	0,0187	6,828
$\Delta \ln \text{Högutbildade}_{t-1, i}$	-0,1161	-2,718
$\Delta \ln \text{Arbetslösa}_{it}$	-0,0319	-4,729
$\Delta \ln \text{Nystarter}_{t-2, i}$	0,0451	2,232
$\Delta \ln \text{Handel}_i$	0,1851	4,074

R^2 (justerad): 0,385
AIC: 0,00035229

F-statistika: 13,371[†]
SIC: 0,00040884

Not: Se Tabell 5.

Liksom i den just föregående skattningen som vi nämnt finns idel signifikanta koefficienter i den avslutande skattningen och värden för *AIC* och *SIC* understiger ytterligare dem i tidigare skattningar. Eftersom förklaringsgraden samtidigt har stigit nu, kan vi konstatera att den nyans som regionsspecifika intercept erbjuder, inte förbättrar modellen statistiskt sett. Diagnostiken på feltermerna, genomförs nu för den sista skattningen och i Appendix B återges testresultaten i tabellform. Ett *Anderson-Darling test* visar att vi kan förkasta att Skåne läns felterm följer en normalfördelning, även om medelvärdet är nära nog lika med noll och skevheten är normal. Det är istället så att fördelningen inte är riktigt klockformad. Samtidigt är det viktigt att poängtera att hypotesen om normalitet inte skulle kunna förkastas vid ett test på enprocentsnivån och därmed blir vår slutsats att dessa felterm ligger i gränzonen. Vi avstår därför från att säga något definitivt om deras kvalitet. Vidare kan vi dock inte utesluta att feltermerna från övriga regioner är normalfördelade. Även vid autokorrelationstesterna avviker en av regionerna, Västerbottens län. Enligt test med *Ljung-Box Q* så ligger det nära till hands att säga att denna serie av feltermer uppvisar autokorrelation, eftersom tester på olika signifikansnivåer leder till olika resultat i hyrpotesprövningen.⁶² Serierna från de övriga fyra regionerna saknar denna typ av mönster.

När det gäller de ekonomiska tolkningarna så finns det mycket att säga. I Tabell 7 visas ett intercept som snarast är en sammanvägning av de fem regionala intercepten, som vi prövat i några av beräkningarna. Under arbetets gång har vi erhållit statistiskt signifikanta, om än små, skillnader avseende regionernas intercept. I slutändan visade det sig, som sagt, att denna dimension i regressionsanalysen inte ger tillräckligt mycket. Detta resultat framhåller de fem regionerna som homogena, eventuellt har denna egenskap tillkommit genom spekulation som redan exploaterat varje regions ekonomiska möjligheter. En annan möjlighet är regionsindelningen NUTS 3 grumlar resultaten, på grund av anledningar vi nämnt i 3.1 Aggregeringsnivå. Samtidigt vill vi framhålla att i en av skattningarna har Stockholms län det högsta interceptet och detta tyder på att övriga fyra län på förhand

⁶² Endast vid ett test på en procents signifikansnivå förkastar vi nollhypotesen att autokorrelation förekommer. På fem- och tioprocentnivåerna är det annorlunda.

har sämre förutsättningar för tillväxt. Till skillnad från våra *à priori* förväntningar har Jönköpings län lägst intercept.

Handel och *Nystarter* har en positiv påverkan på tillväxten, precis som vi förväntade oss. Detta ser vi genom att koefficientskattningarna för just dessa variabler är positiva. Den sista skattningen pekar alltså på att större andel utrikeshandel i Sveriges ekonomi och ökat antal nystartade företag (i detta fall efter viss tidsfördröjning) medför effekter som ökar tillväxten.

Som vi diskuterar ovan, under modellens förenklingsprocess, får vi resultat som visar den endast delvis förväntade initiala, negativa effekten av *Högutbildade*. Det ligger nära till hands att oro sig över detta resultat då nutida politik ofta utgår från att hög utbildning hos folket bidrar till ökad tillväxt. Vi vill dock understryka att vi inte menar att vårt resultat på något sätt kullkastar nu gällande teorier om utbildningens roll i ekonomin. Det kan helt enkelt vara så att de positiva effekterna inte visar sig förrän efter ännu några år eller att olika kategorier av akademiker kräver olika lång tid på sig för att bli högproduktiva när utbildningen avslutats. Exempelvis vidtar ytterligare utbildning för läkare innan de blir specialister. Det finns en rad liknande inskränkningar i denna undersökning, jämfört med de ideala förhållandena för denna metod. Det handlar möjligtvis om snedvridning genom både Sveriges ekonomiska system och det rent metodmässiga. Vi har redan nämnt att den offentliga sektorns agerande inte kan bedömas som konsekvent ekonomiskt rationellt, vilket kan märkas i dess beteende som arbetsgivare för högutbildade. Sverige har en jämförelsevis stor offentlig sektor och vi kan inte rensa bort den i arbetet. Dessutom har vi i Sverige en så kallad solidarisk lönepolitik, som ger nyexaminerade lika lön för samma titel, inte samma kompetens. Därmed blir precisionen i vår approximation av BRP medelst lönesummor kanske bristfällig. Vidare syntes under granskningen av datamaterialet att två tidsseriebrott förekommer för variabeln *Högutbildade* och kanske var kvaliteten hos mätmetoden undermålig under tidiga delar av den undersökta perioden. I Sverige höjs dessutom ibland röster som påtalar att fackföreningarna är för starka, att den anställda har för stora rättigheter och att den fortgående utbyggnaden av högskoleväsendet resulterar i kvantitet, inte kvalitet.

Avslutningsvis finner vi förväntad, negativ effekt på tillväxten från *Arbetslösa* och minns att denna främst anses fylla en konjunkturrensande funktion i vår analys. Nästa intresseområde är effekternas magnitud och tolkningar av koefficienternas numeriska värden görs då på följande sätt:

β_i = Procentuell förändring i den differentierade beroende variabeln Y givet en procents förändring i den differentierade förklarande variabeln X_i , ceteris paribus.

För vår del ligger en tolkningssvårighet i att våra variabler är något invecklade. Ovanstående definition av β_i betyder enkelt uttryckt att vi väntar oss en β_i procentuell förändring av variabeln Y :s årliga förändring, givet en procents förändring av variabeln X_i :s årliga förändring. Enligt skattningen i *Tabell 7* förväntas exempelvis en procents ökning av förändringen av *Högutbildade* medföra 0,12 procents minskning av förändringen av Y , vår approximation för BRP per sysselsatt. Koefficienterna för *Arbetslösa*, *Handel* och *Nystarter* tolkas på motsvarande sätt. I de två senare fallen rör det sig dock om öknings av förändringen av Y , det vill säga tillväxt i den aktuella regionens ekonomi. Märk väl tidsförskjutningarna för de förklarade variab-

lerna *Högutbildade* och *Nystarter*. En annan tolkningssvårighet härrör ur problemet med dubbelriktad kausalitet. Vi har redan nämnt att förhållandet mellan BNP och export karaktäriseras av dylikt inbördes förhållande. Naturligtvis kan vi inte utesluta att någon av våra förklarande variabler har ett sammansatt kausalsamband till vår BRP-approximation.⁶³

Dessa resultat kan tyckas vara helt rimliga vid en första anblick, men det är viktigt att inse att inget av dem är tillförlitligt, eftersom modellen inte är optimalt specificerad. Som vi säger ovan, beror det först och främst på att kapitalinsats K inte kunde inkluderas i modellen. Därutöver saknas ytterligare en grupp variabler som kan tänkas vara viktiga i skattningar av detta slag.

⁶³ Ytterligare utveckling inom kausalsambandens empiriska kartläggning lär säkerligen följa. Clive W. J. Granger, som ligger bakom en populär metod, belönades med Riksbankens Ekonomipris till Alfred Nobels minne år 2003.

5 SLUTSATSER

Vi har i detta arbete försökt att fastställa ur vilka variabler tillväxtskillnaderna härrör och till vilken grad dessa variabler påverkar. Den tillgängliga mängden variabler är dock begränsad, något som försvårat analysen. En större mängd möjliga variabler i analysen hade kunnat alternera koefficient-skattningarna på en rad sätt, men den potentiella mängden problem med exempelvis multikollinearitet ökar i sådana fall. Av analysen följer därmed ingen fullständig klarhet om hur väl de studerade indikatorerna kan förklara tillväxten. Detsamma gäller de olika indikatorernas dignitet.

Våra resultat visar att det finns en mindre regional skillnad i tillväxtförhållandena mellan de studerade regionerna. Stockholms län sticker dock ut i en skattning och indikerar att där finns bättre förutsättningar för tillväxt än i övriga studerade regioner. Resultaten ger därför i någon mån anledning för andra att ytterligare undersöka Sveriges samtliga regioner och kontrollera hur det faktiskt förhåller sig.

Sammantaget är arbetets resultat och slutsats symptomatiska för "Den nya ekonomin". Både Paulré, som skriver om avsaknaden av heltäckande empiriska undersökningar av begreppet, och Togati, som diskuterar svårigheterna med att kontinuerligt sträva mot en bättre precision i den ekonomiska vetenskapen, tangerar de verkliga problemen i ett arbete som detta.

Det förstnämnda problemet kvarstår, då det i mycket liten grad finns möjligheter att göra empiriska undersökningar av tillväxten utifrån diskussionen om "Den nya ekonomin". För många variabler som är intressanta för denna typ av arbete finns inte ens tillräckliga tidsserier för riket som helhet. Vi antar att detta inte är något unikt problem för Sverige, utan snarare att det kan vara ännu värre ställt i andra länder. Hoppet står till att finna givande proxyvariabler, som förmår beskriva sådana mönster och fenomen som är så nyupptäckta att formell datainsamling inletts just nyligen eller inte alls. Avseende kontexten i detta arbete, så får världen hålla sig till tåls under ytterligare tio eller femton år, tills dess att någon kan göra som Barro och i en undersökning blicka tillbaka på tillväxten. Nästa gång en sådan undersökning görs, kanske den handlar om vad som faktiskt hände med tillväxten av idag, under perioden för "Den nya ekonomin".

Det senare problemet visar sig genom att vi här ovan noterat att försöken att dela in den svenska ekonomin i regionala motsvarigheter inte med säkerhet leder någonstans. Vi finner inget underlag som precisa regionala policys kan skapas utifrån, för i Sverige finns idag inte möjlighet att till fullo analysera regional tillväxt, om ekonometri är verktyget för analysen. Till syvende og sist är vårt stora problem att data för produktionens kapitalinsats inte finns tillgänglig. I Solows produktionsfunktion är den variabeln grundläggande och man kan vänta sig att den skulle ha stor inverkan på koefficienterna i en beräkning. Från vissa håll höjs röster om att kapitalinsatsen är ett område där statistikansvarig myndighet eller forskningsinstitutioner borde få större resurser, så att måttet förbättras både kvalitets- och kvantitetsmässigt. Heltäckande regionala data vore

önskvärda, för att inte säga nödvändiga, för den som i framtiden vill göra arbeten liknande detta. Särskilt positivt i sammanhanget finner vi faktumet att kvaliteten på datan för flera av våra variabler har förbättrats minst en gång under mätperioden.

6 KÄLLFÖRTECKNING

6.1 Tryckta källor

- Andersson, Göran, Jorner, Ulf och Ågren, Anders (1994) *Regressions- och tidsserieanalys*, andra upplagan, Studentlitteratur, Lund.
- Baltagi, Badi H. (1995) *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd, Chichester.
- Barro, Robert J. (1991) "Growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, vol 106, nr 2 maj 1991, s 407-443.
- Blanchard, Oliver J. (2000) *Macroeconomics*, 2nd edition, Prentice-Hall, Inc, New Jersey.
- Gordon, Robert J. (2002) "Technology and Economic Performance in the American Economy", NBER Working Paper No. W8771, februari 2002.
- Granger, Clive W. J. (2004) "Prize Lecture – Time Series Analysis, Cointegration, and Applications", *Les Prix Nobel. The Nobel Prizes 2003*, red. Tore Frängsmyr, The Nobel Foundation, Stockholm
- Gujarati, Damodar N. (2003) *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill International, New York.
- Hacker, R. Scott och Hatemi-J, Abdulnasser (2003) "How productivity and domestic output are related to exports and foreign output in the case of Sweden", *Empirical Economics*, vol 28, nr 4, s 767-782.
- Henrekson, Magnus (2000) "Den nya ekonomin: Effekter på företags- och belöningsstrukturen", *Ekonomisk Debatt* 2000, årg 28, nr 6, s 549-556.
- Jones, Charles I. (1998) *Introduction to Economic Growth*, W. W. Norton & Company, Inc., New York.
- Kennedy, Peter E. (2002) "Sinning in the Basement: What are the Rules? The Ten Commandments of Applied Econometrics", *Journal of Economic Surveys*, september 2002, vol 16, nr 4, s 569-589.
- Magnusson, Lars (2000) *Den tredje industriella revolutionen – och den svenska arbetsmarknaden*, Prisma, Stockholm.
- Nilsson, Rolf, Ekström, Christian och Lagnerö, Martin (2002) *Regional ekonomisk tillväxt i Sverige 1986–2001 – en studie av tillväxtens utveckling i Sveriges lokala arbetsmarknader*, VINNOVA, Stockholm.
- Paulré, Bernard (2000) "Is the New Economy a Useful Concept?", Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, CNRS ISYS Working Paper No. 2000-5, september 2000.
- Perkins, Dwight H. m.fl. (2001) *Economics of Development*, 5th edition, W. W. Norton & Company, Inc., New York.
- Romer, Paul M. (1990) "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy* 98, October 1990, s 71-102.

Sala-i-Martin, Xavier X. (1997) "I Just Ran Two Million Regressions", *American Economic Review*, vol 87, s 178-183.

Solow, Robert M. (1956) "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, februari 1956, s 65-94.

– (1957) "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics* 39, augusti 1957, s 312-320.

Statistiska centralbyrån (2001) *Att spegla det nya i ekonomin*, SCB tryck, Örebro.

– (2002) *Om olika ansatser för att spegla det nya i ekonomin*, SCB tryck, Örebro.

– (2003:1) *Indikatorer som speglar det nya i ekonomin*, SCB tryck, Örebro.

– (2004) *Att fortsatt spegla det nya i ekonomin*, SCB tryck, Örebro.

Svenska Dagbladet (2004) "Konsulttrio sågar svenska tillväxtlistor", 30 mars 2004.

Togati, Teodoro Dario (2002) "Key Features of the New Economy", maj 2002, artikel framlagd vid NESIS-konferensen i Olympia 10-14 juni 2002.

Østbye, Stein och Westerlund, Olle (2003) *Productivity convergence across industries and regions in Norway and Sweden*, Umeå University, Dept. Of Economics, Umeå Economic Studies Working Paper No. 632.

6.2 Elektroniska källor

Statistiska centralbyrån (2003:2) "Regionala indelningar i Sverige", MIS 2003:1, finns tillgänglig via <http://www.scb.se>, "Regioner och kommuner", "Regionala indelningar", datum 2005-01-10.

Svenskt Näringsliv (2004), "Svenskt Näringsliv arbetar för tillväxt", finns tillgänglig via <http://www.svensktnaringsliv.se>, "Vi arbetar med", datum 2005-01-10.

APPENDIX

A – Data, deskriptiv statistik och figurer.

Först en generell not om regionerna: Från och med 1997 betecknas Malmöhus län samt Kristiansstads län som Skåne län. Från och med 1998 betecknas Göteborgs och Bohus län, Älvsborgs län samt Skaraborgs län som Västra Götalands län, med undantagen Mullsjö och Habo kommun, som sorteras under Jönköpings län.[†] Observera att samtliga dataset har rubriker innehållande sina respektive variabelbegrepp, som definieras i 3.2 *Urval*.

Nystarter, i respektive region

År	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland
1985	0,0000	0,0000	0,0057	0,0000	0,0000
1986	0,0030	0,0039	0,0059	0,0029	0,0045
1987	0,0036	0,0045	0,0053	0,0039	0,0046
1988	0,0050	0,0052	0,0072	0,0046	0,0047
1989	0,0046	0,0054	0,0071	0,0042	0,0057
1990	0,0041	0,0055	0,0077	0,0041	0,0053
1991	0,0033	0,0045	0,0056	0,0036	0,0045
1992	0,0033	0,0048	0,0057	0,0035	0,0043
1993	0,0044	0,0063	0,0082	0,0040	0,0052
1994	0,0070	0,0092	0,0128	0,0054	0,0087
1995	0,0059	0,0099	0,0129	0,0064	0,0086
1996	0,0066	0,0107	0,0123	0,0070	0,0089
1997	0,0061	0,0100	0,0135	0,0071	0,0096
1998	0,0060	0,0101	0,0122	0,0058	0,0084
1999	0,0057	0,0104	0,0130	0,0058	0,0082
2000	0,0061	0,0107	0,0143	0,0062	0,0086
2001	0,0051	0,0098	0,0124	0,0052	0,0078
2002	0,0050	0,0097	0,0137	0,0061	0,0079
2003	0,0050	0,0096	0,0132	0,0060	0,0075

Noter: Siffror för 2003 är preliminära. Tidsseriebrott mellan åren 1992 och 1993 - från och med det senare inräknas företag med omsättning <30 000kr. Saknade värden 1985 för fyra av regionerna, eftersom mätningarna då endast gjordes i indelningen "Riksområden". Det är dock så att Stockholms län även räknas som riksområde. Ett företag räknas som nystartat när verksamheten är helt nystartad eller verksamheten har återupptagits efter att ha varit vilande i minst två år. Ett företag definieras även som nystartat när företagaren startar eget med en verksamhet man tidigare haft som anställd.

Källa: ITPS – Institutet för tillväxtpolitiska studier.

[†] www.scb.se, "Regioner och kommuner", "Län och kommuner", "Äldre kommun- och länsförändringar".

Högutbildade, i respektive region

År	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland
1985	0,073	0,106	0,146	0,103	0,095
1986	0,076	0,108	0,155	0,105	0,098
1987	0,078	0,111	0,149	0,107	0,099
1988	0,079	0,113	0,152	0,108	0,101
1989	0,081	0,116	0,157	0,110	0,104
1990	0,083	0,126	0,172	0,119	0,113
1991	0,086	0,130	0,177	0,123	0,117
1992	0,089	0,137	0,185	0,130	0,122
1993	0,097	0,148	0,197	0,139	0,134
1994	0,102	0,158	0,213	0,148	0,144
1995	0,102	0,163	0,214	0,150	0,145
1996	0,111	0,169	0,219	0,159	0,149
1997	0,107	0,179	0,230	0,163	0,159
1998	0,109	0,183	0,233	0,168	0,162
1999	0,111	0,188	0,238	0,173	0,166
2000	0,132	0,224	0,275	0,219	0,200
2001	0,138	0,229	0,283	0,223	0,205
2002	0,145	0,239	0,297	0,238	0,214
2003	0,150	0,250	0,310	0,251	0,224

Noter: Tidsseriebrott 1990 och 2000 - kvaliteten höjdes väsentligt vid båda tillfällena. Högutbildad invånare definieras i denna modell som en person med eftergymnasial utbildning, 3 år eller mer, i åldern 25-64 år.

Källa: SCB:s webbplats - www.scb.se, "Regioner och kommuner", "Regional statistik efter ämne", "Utbildning och forskning", "Befolkningens utbildning".

Arbetslösa, i respektive region

År	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland
1985	0,020	0,037	0,015	0,040	0,026
1986	0,019	0,029	0,012	0,033	0,027
1987	0,019	0,028	0,012	0,029	0,019
1988	0,017	0,020	0,010	0,023	0,015
1989	0,012	0,017	0,008	0,022	0,013
1990	0,014	0,020	0,009	0,020	0,016
1991	0,027	0,035	0,022	0,033	0,030
1992	0,049	0,060	0,046	0,049	0,048
1993	0,078	0,096	0,072	0,103	0,088
1994	0,071	0,092	0,070	0,092	0,089
1995	0,067	0,093	0,068	0,086	0,081
1996	0,079	0,104	0,065	0,093	0,081
1997	0,070	0,105	0,068	0,083	0,090
1998	0,047	0,085	0,052	0,062	0,068
1999	0,043	0,073	0,039	0,058	0,059
2000	0,029	0,063	0,031	0,044	0,049
2001	0,028	0,056	0,028	0,037	0,037
2002	0,028	0,050	0,034	0,038	0,041
2003	0,033	0,059	0,048	0,044	0,044

Noter: Tidsseriebrott mellan 1996 och 1997. Värdena för 1997 och 1998 är reviderade på grund av ny skattningsmetodik fr o m 1999. "Sysselsatta" och "arbetslösa" utgör "arbetskraften", vilken tillsammans med "ej i arbetskraften" utgör totalen.

Källa: www.scb.se, "Regioner och kommuner", "Arbetsmarknad", "Arbetskraftsundersökningar (AKU)".

BRP-approximation, Y, i respektive region

År	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland
1985	0,081	0,081	0,098	0,080	0,084
1986	0,085	0,084	0,107	0,083	0,087
1987	0,090	0,087	0,107	0,086	0,090
1988	0,091	0,088	0,109	0,088	0,092
1989	0,093	0,091	0,113	0,089	0,094
1990	0,091	0,091	0,112	0,090	0,094
1991	0,089	0,089	0,111	0,089	0,092
1992	0,090	0,092	0,116	0,091	0,094
1993	0,090	0,092	0,115	0,090	0,095
1994	0,092	0,093	0,116	0,093	0,098
1995	0,093	0,095	0,116	0,093	0,099
1996	0,103	0,101	0,123	0,101	0,104
1997	0,105	0,107	0,131	0,103	0,110
1998	0,108	0,111	0,138	0,107	0,115
1999	0,110	0,114	0,143	0,109	0,119
2000	0,115	0,117	0,149	0,110	0,123
2001	0,116	0,116	0,154	0,108	0,124
2002	0,118	0,118	0,154	0,112	0,125
2003	0,117	0,118	0,154	0,114	0,126

Noter: Värden i miljoner kronor, 1985 års fasta priser (egen beräkning).

Källa: Statistiska centralbyrån, kopior av statistiska meddelanden 1985 och framåt, beställda från Maria Nilsson AM/FRS-Ö. Denna data även tillgänglig i SCB:s bibliotek i Stockholm.

Handel, i Sverige

År	Värde
1985	0,000000121
1986	0,000000121
1987	0,000000123
1988	0,000000123
1989	0,000000124
1990	0,000000123
1991	0,000000123
1992	0,000000132
1993	0,000000147
1994	0,000000161
1995	0,000000167
1996	0,000000172
1997	0,000000192
1998	0,000000200
1999	0,000000199
2000	0,000000208
2001	0,000000200
2002	0,000000195
2003	0,000000202

Förklaringar: Utrikeshandel är det sammanlagda värdet på import och export. Fasta priser, 2000 års referenspriser.

Källa: SCB:s webbplats - www.scb.se, "Nationalräkenskaper", "Försörjningsbalans 1950-".

Sysselsatta, L, i respektive region

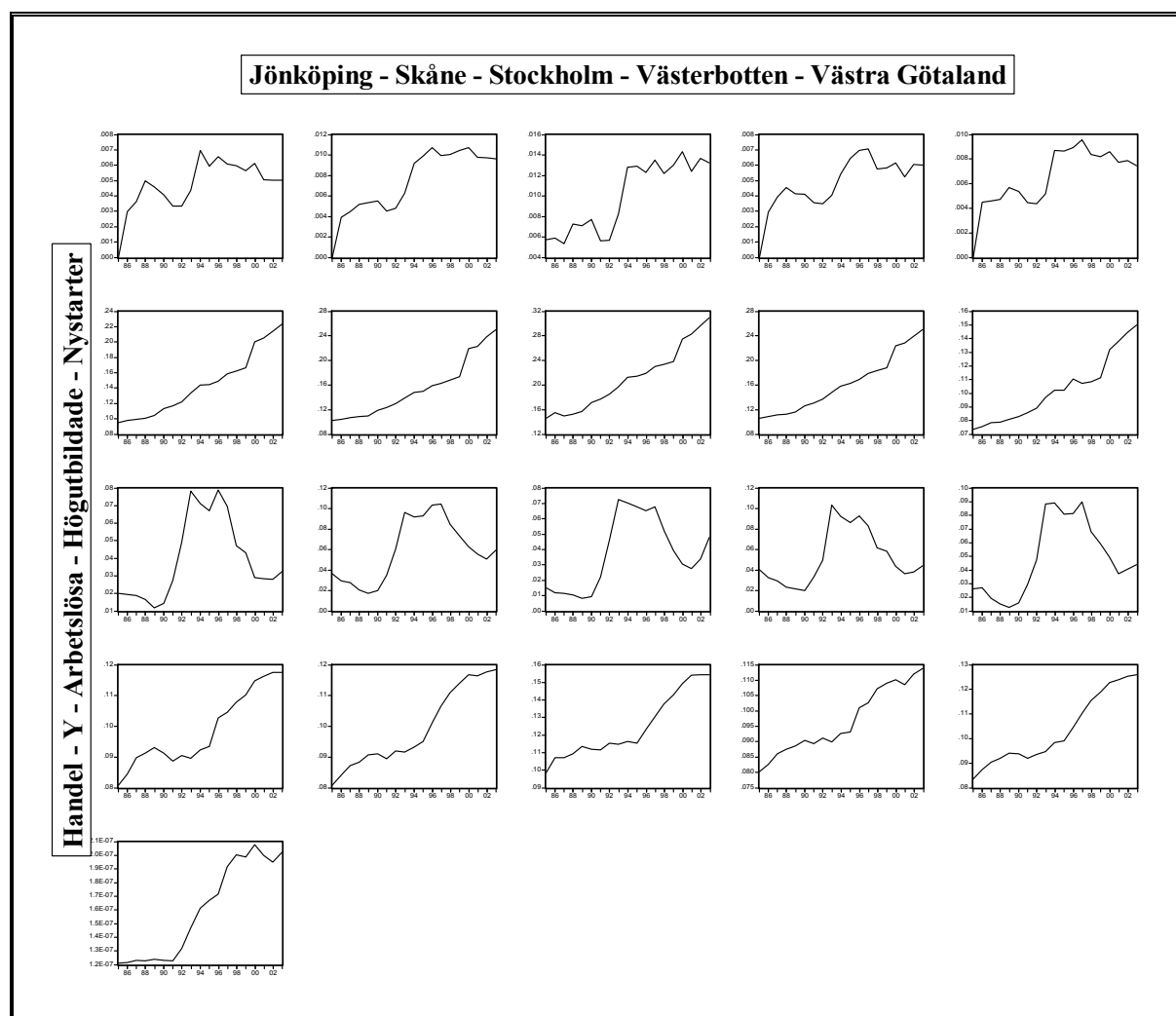
År	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland
1985	149400	509400	875400	121100	717600
1986	149500	514300	854900	123000	723800
1987	148300	516400	910900	122300	737200
1988	151500	525300	915100	123600	744600
1989	155000	537700	924700	128000	760100
1990	159800	547000	934100	128600	765800
1991	157500	540400	920300	125700	749500
1992	151000	515400	881200	121300	718700
1993	141800	484900	839700	116100	664600
1994	142000	485000	832700	114900	653100
1995	145900	483000	851900	116000	670000
1996	139200	479100	862100	112300	672700
1997	148100	470300	857000	113000	655300
1998	152700	475100	878500	113300	664000
1999	155200	486900	910400	114700	676700
2000	158400	500600	943700	117200	689900
2001	159400	516700	960800	120500	710400
2002	160600	521400	955100	118300	718900
2003	162400	523100	941700	118100	722900

Noter och källa: Se Arbetslösa, i respektive region.

Lite statistik

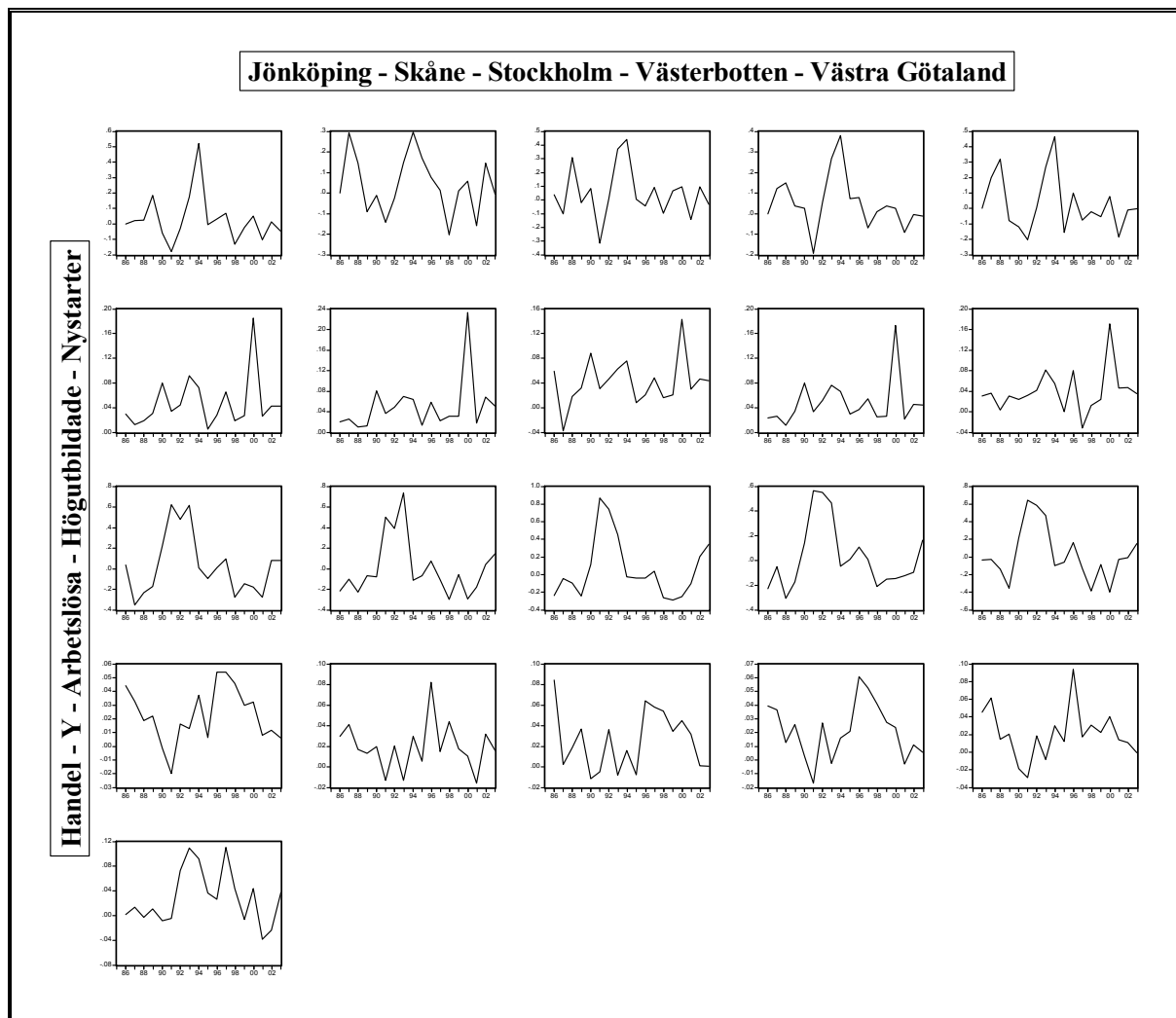
Variabel	Region	Medelvärde	Varians
<i>Nystarter</i>	Jönköping	0,005	0,000003
	Skåne	0,007	0,000010
	Stockholm	0,010	0,000012
	Västerbotten	0,005	0,000003
	Västra Götaland	0,006	0,000006
<i>Högutbildade</i>	Jönköping	0,103	0,000578
	Skåne	0,162	0,002202
	Stockholm	0,211	0,002737
	Västerbotten	0,155	0,002244
	Västra Götaland	0,145	0,001744
<i>Arbetslösa</i>	Jönköping	0,040	0,000534
	Skåne	0,059	0,000910
	Stockholm	0,037	0,000551
	Västerbotten	0,052	0,000715
	Västra Götaland	0,049	0,000744
<i>Y</i>	Jönköping	0,099	0,000145
	Skåne	0,099	0,000164
	Stockholm	0,125	0,000341
	Västerbotten	0,097	0,000117
	Västra Götaland	0,103	0,000206
<i>Handel</i>	Sverige	0,000	0,000000

Diagram över de fem variablerna för varje region



Noter: Diagram över i tur och ordning: antal nystartade företag per sysselsatt i regionerna Jönköping, Skåne, Stockholm, Västerbotten samt Västra Götaland; antal högutbildade per sysselsatt i respektive region; antal arbetslösa per sysselsatt i respektive region; produktion, approximerad med lönesumma (miljoner kronor), per sysselsatt i respektive region; Sveriges utrikeshandel, som andel av BNP, per sysselsatt i landet.

Diagram över de fem variablerna för varje region efter logaritmering och differentiering



Noter: Diagram över logaritmerade och differentierade serier med värden för i tur och ordning: antal nystartade företag per sysselsatt i regionerna Jönköping, Skåne, Stockholm, Västerbotten samt Västra Götaland; antal högutbildade per sysselsatt i respektive region; antal arbetslösa per sysselsatt i respektive region; produktion, approximerad med lönesumma (miljoner kronor), per sysselsatt i respektive region; Sveriges utrikeshandel som andel av BNP per sysselsatt i landet.

B – Diagnostik, genomförda regressioner

Resultat tillhörande *Tabell 3*:

Anderson-Darling test för normalitet

Region	AD	P
Jönköping	0,275	0,617
Skåne	0,524	0,158
Stockholm	0,794	0,032
Västerbotten	0,934	0,014
Västra Götaland	0,522	0,159

Ljung-Box Q, autokorrelationstest

Lagg	Jönköping			Skåne			Stockholm			Västerbotten			Västra Götaland		
	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P
1	0,42	3,71	0,05	0,50	5,30	0,02	0,45	4,25	0,04	0,37	2,92	0,09	0,45	4,22	0,04
2	0,05	3,77	0,15	0,04	5,33	0,07	-0,03	4,27	0,12	0,21	3,91	0,14	0,06	4,31	0,12
3	-0,45	8,69	0,03	-0,44	9,90	0,02	-0,38	7,78	0,05	-0,34	6,75	0,08	-0,41	8,33	0,04
4	-0,25	10,34	0,04	-0,31	12,33	0,02	-0,17	8,56	0,07	-0,31	9,24	0,06	-0,41	12,62	0,01
5	-0,20	11,49	0,04	-0,25	14,04	0,02	-0,18	9,45	0,09	-0,40	13,71	0,02	-0,14	13,17	0,02

Modellvalskriterier, samtliga skattningar:

Akaike- och Schwartz Information Criterion

Skattning	k	n	RSS	AIC	SIC
1 (<i>Tabell 5</i>)	5	90	0,039	0,00049	0,00056
2 (<i>Tabell 6</i>)	17	90	0,038	0,00061	0,00098
3	11	90	0,039	0,00055	0,00074
4	17	80	0,024	0,00045	0,00075
5	9	80	0,024	0,00038	0,00050
6 (<i>Tabell 7</i>)	5	80	0,025	0,00035	0,00041

Resultat tillhörande Tabell 7:**Anderson-Darling test för normalitet**

Region	AD	P
Jönköping	0,458	0,229
Skåne	0,810	0,028
Stockholm	0,494	0,184
Västerbotten	0,428	0,274
Västra Götaland	0,291	0,562

Ljung-Box Q, autokorrelationstest

Lagg	Jönköping			Skåne			Stockholm			Västerbotten			Västra Götaland		
	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P	AC	LB Q	P
1	-0,08	0,12	0,72	0,26	1,33	0,25	0,02	0,01	0,94	-0,47	4,24	0,04	0,21	0,85	0,36
2	-0,03	0,14	0,93	-0,05	1,37	0,50	-0,11	0,24	0,89	0,16	4,78	0,09	-0,08	0,99	0,61
3	-0,09	0,31	0,96	-0,09	1,55	0,67	-0,18	0,99	0,80	-0,17	5,39	0,15	-0,06	1,06	0,79
4	0,21	1,33	0,86	-0,05	1,61	0,81	-0,04	1,04	0,90	0,14	5,89	0,21	0,26	2,72	0,61
5	0,17	2,12	0,83	-0,03	1,63	0,90	0,20	2,08	0,84	-0,13	6,35	0,27	-0,02	2,73	0,74

C – Korrelationsmatris

		D In Arbetslösa					D In Handel	D In Nystarter					D In Högutbildade					D In Y				
		Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland		Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland	Jönköping	Skåne	Stockholm	Västerbotten	Västra Götaland
D In Arbetslösa	Jönköping	1,00																				
	Skåne	0,91	1,00																			
	Stockholm	0,91	0,92	1,00																		
	Västerbotten	0,87	0,90	0,85	1,00																	
	Västra Götaland	0,86	0,89	0,86	0,87	1,00																
D In Handel	-	0,11	0,36	0,21	0,32	0,35	1,00															
D In Nystarter	Jönköping	-0,09	-0,12	-0,11	0,01	-0,08	0,43	1,00														
	Skåne	-0,09	-0,07	-0,17	0,06	-0,05	0,48	0,88	1,00													
	Stockholm	-0,13	-0,15	-0,16	0,00	0,07	0,48	0,77	0,82	1,00												
	Västerbotten	-0,03	-0,09	-0,08	0,01	-0,09	0,28	0,72	0,74	0,62	1,00											
	Västra Götaland	-0,22	-0,13	-0,20	-0,02	-0,03	0,53	0,72	0,81	0,76	0,62	1,00										
D In Högutbildade	Jönköping	-0,02	0,09	-0,03	0,10	0,05	0,06	0,28	0,21	0,13	0,14	0,20	1,00									
	Skåne	-0,09	0,14	0,02	0,01	0,17	0,36	0,16	0,15	0,29	0,14	0,25	0,75	1,00								
	Stockholm	-0,05	0,07	0,02	-0,02	0,28	0,25	0,09	0,08	0,39	-0,06	0,27	0,59	0,85	1,00							
	Västerbotten	-0,12	0,06	-0,02	-0,04	0,08	0,17	0,17	0,10	0,20	0,12	0,13	0,86	0,95	0,79	1,00						
	Västra Götaland	-0,09	0,12	0,01	0,03	0,21	0,38	0,21	0,16	0,37	0,10	0,29	0,73	0,98	0,90	0,92	1,00					
D In Y	Jönköping	-0,40	-0,42	-0,54	-0,43	-0,54	0,04	0,33	0,24	-0,02	0,29	0,20	0,27	-0,04	-0,21	0,08	-0,09	1,00				
	Skåne	-0,44	-0,38	-0,51	-0,44	-0,41	0,26	0,11	0,08	-0,03	0,11	0,11	-0,10	-0,09	-0,20	-0,08	-0,13	0,82	1,00			
	Stockholm	-0,41	-0,41	-0,49	-0,45	-0,31	0,08	-0,05	-0,18	-0,11	-0,33	-0,01	0,06	-0,04	0,10	0,00	0,01	0,63	0,74	1,00		
	Västerbotten	-0,24	-0,28	-0,34	-0,34	-0,33	0,00	0,29	0,22	0,00	0,25	0,11	0,03	-0,14	-0,22	-0,01	-0,21	0,78	0,76	0,43	1,00	
	Västra Götaland	-0,55	-0,49	-0,61	-0,48	-0,45	0,37	0,36	0,27	0,23	0,18	0,34	0,04	0,03	-0,02	0,03	0,05	0,80	0,90	0,78	0,66	1,00

2005:01	An ignorance measure of macroeconomic variables
2005:02	Svenska hälsoräkenskaper. Ett system framtaget inom ramen för de svenska nationalräkenskaperna
2005:03	The sample project. An evaluation of pps sampling for the producer and import price index
2005:04	Finansiellt sparande i den svenska ekonomin. Utredning av skillnaderna i finansiellt sparande. Nationalräkenskaper, NR – Finansräkenskaper, FiR. Slutrapport
2005:05	Net lending in the Swedish economy. Analysis of differences in net lending National accounts, NA – Financial accounts, FA. Final report
2005:06	Varför får NR motstridiga uppgifter? Statistikens sammanvändbarhet studerad inom ramen för Nationalräkenskaperna
2005:07	Evaluation of the possibility of producing statistics on production in the construction industry on a monthly basis
2005:08	Increased Automation of the Validation and Correction Processes in the Swedish Intrastat Production
2005:09	The Growth Rate Method for Production of Rapid Estimates of the Swedish Foreign Trade – Development, Evaluation and Preparations for the Implementation
2005:10	Svenskt producentprisindex (PPI) 1975–2004. En analys av tidsseriens integrationsgrad och säsongsmönster
2005:11	Kvaliteten på Sveriges statistik över import och export – En normativ och kvantitativ studie
2005:12	Implementing Simplified Intrastat Reporting in Statistics Sweden - Evaluation and Preparations for a Future Implementation
2005:13	FoU-verksamhet i kommuner och landsting – en pilotstudie inför kommande undersökningar

ISSN 1653-316X Bakgrundsfakta
ISSN 1653-3178 Ekonomisk statistik
ISBN 91-618-1309-5
ISBN 978-91-618-1309-4

Statistikpublikationer kan beställas från SCB, Publikationstjänsten, 701 89 ÖREBRO, e-post: publ@scb.se, telefon: 019-17 68 00, fax: 019-17 64 44. De kan också köpas genom bokhandeln eller direkt hos SCB, Karlavägen 100 i Stockholm. Aktuell publicering redovisas på vår webbplats (www.scb.se). Ytterligare hjälp ges av Bibliotek och information, e-post: information@scb.se, telefon: 08-506 948 01, fax: 08-506 948 99.

Statistical publications can be ordered from Statistics Sweden, Publication Services, SE-701 89 ÖREBRO, Sweden (phone: +46 19 17 68 00, fax: +46 19 17 64 44, e-mail: publ@scb.se). If you do not find the data you need in the publications, please contact Statistics Sweden, Library and Information, Box 24300, SE-104 51 STOCKHOLM, Sweden (e-mail: information@scb.se, phone: +46 8 506 948 01, fax: +46 8 506 948 99).