

JOHN HASSLER

LU-bilaga ger inget stöd för konjunktorens utlandsberoende*

Hur stor del av de svenska konjunkturfluktuationerna beror på konjunkturen i vår omvärld? Denna fråga är av stort intresse såväl för akademiker som i den ekonomisk-politiska debatten. Henry Ohlsson och Anders Vredin (O-V) ger i sin bilaga till Långtidsutredningen (LU) 1994 sina svar; "Den makroekonomiska utvecklingen i Sverige har ändå varit påfallande lik, och har i hög grad kunnat förklaras av, utvecklingen i omvärlden" (Ohlsson & Vredin [1994, s7-8]). Som stöd för denna slutsats redovisar de resultat från en regressionsmodell där svenska konjunkturvariabler förklaras av motsvarande variabler i USA och OECD-Europa. Det är möjligt att svensk konjunktur är starkt utlandsberoende. I denna kommentar ska jag dock försöka visa att O-Vs regressionsmodell i själva verket nästan saknar förklaringsvärde och därför inte kan användas som stöd för den inledningsvis citerade slutsatsen. Vi kommer att se att O-Vs modell tenderar att ge höga "förklaringsvärden" också om slumpantal används som förklarande variabler. Modellen kan därför inte skilja nonsenssamband från verkliga samband. Problemet med starkt överskattade förklaringsvärden uppstår ofta då makroekonomiska tidsserier används. O-Vs LU-bilaga kan därför tjäna som ett exempel på ett mer generellt problem.

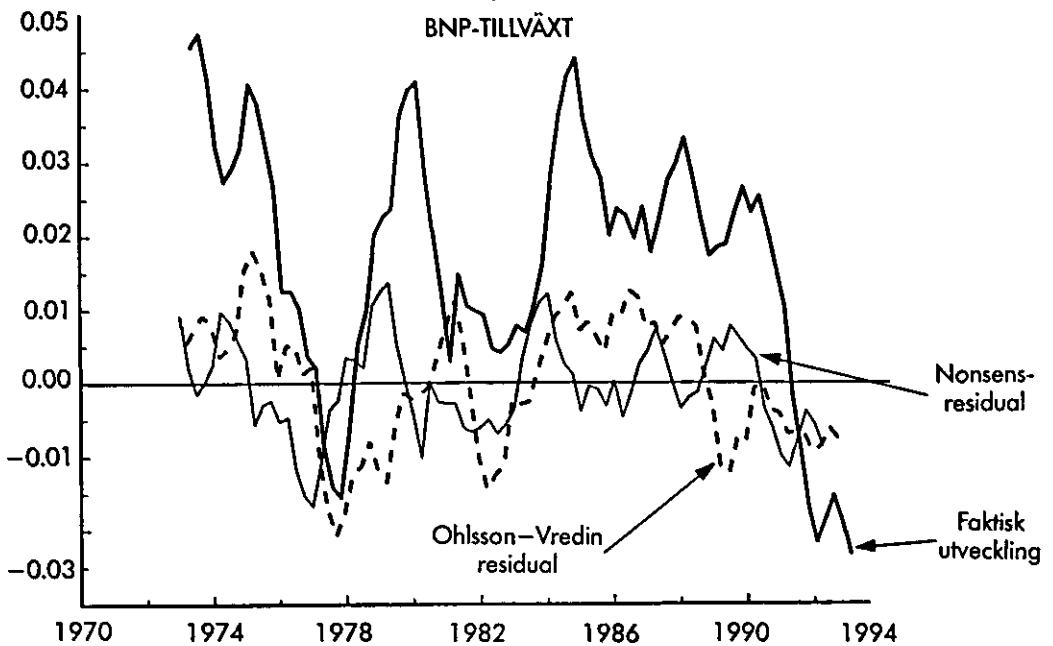
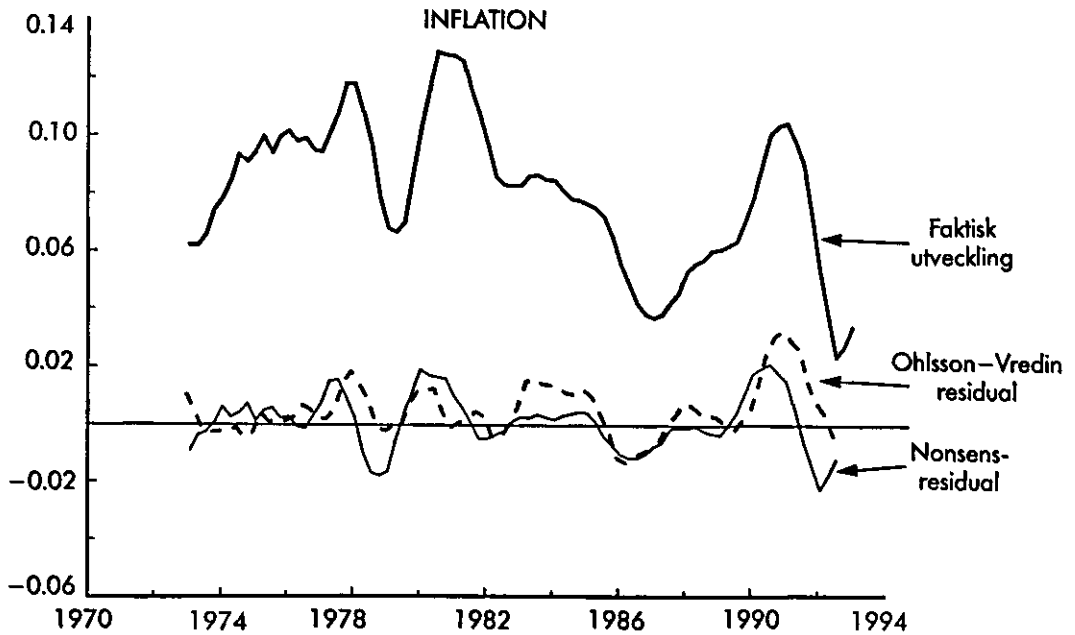
JOHN HASSLER är Ph D från Massachusetts Institute of Technology och är verksam vid Institutet för internationell ekonomi vid Stockholms universitet.

O-V genomför fyra regressioner enligt minsta kvadratmetoden, en för vardera av de fyra svenska konjunkturvariablerna BNP-tillväxt, inflation, arbetslöshet och ränta. Som förklarande variabler används i varje regression åtta utländska variabler; bnp-tillväxt, inflation, arbetslöshet och ränta i OECD-Europa respektive USA. De använder kvartalsvisa observationer för perioden 1972 till 1992 och inkluderar också de förklarande variablerna tidsförskjutna ett och två kvartal bakåt. Regressionsresultaten förefaller ge O-V starkt stöd för slutsatsen att svensk konjunktur är starkt utlandsberoende. Förklaringsvärdena, mätta som regressionsnernas R^2 , är 0,79, 0,85, 0,64 och 0,82 för svensk inflation, arbetslöshet, tillväxt respektive ränta. O-V redovisar också residualerna från regressionerna, dvs den del av variationen i de svenska konjunkturen som inte kan förklaras i modellen. Vi ser i *Figur 1* att residualerna är små. Detta gäller även för den senaste kraftiga svenska konjunkturedgången där O-V gör följande tolkning. "Vår slutsats att den svenska makroekonomiska utvecklingen, även under 1991-1992, till stor del kan förklaras av omvärldsfaktorer är i linje med synen på Sverige som en liten öppen ekonomi" (Ohlsson & Vredin [1994, s29]).

Statistik och ekonometri innebär att beräkna och bedöma sannolikheter. In-

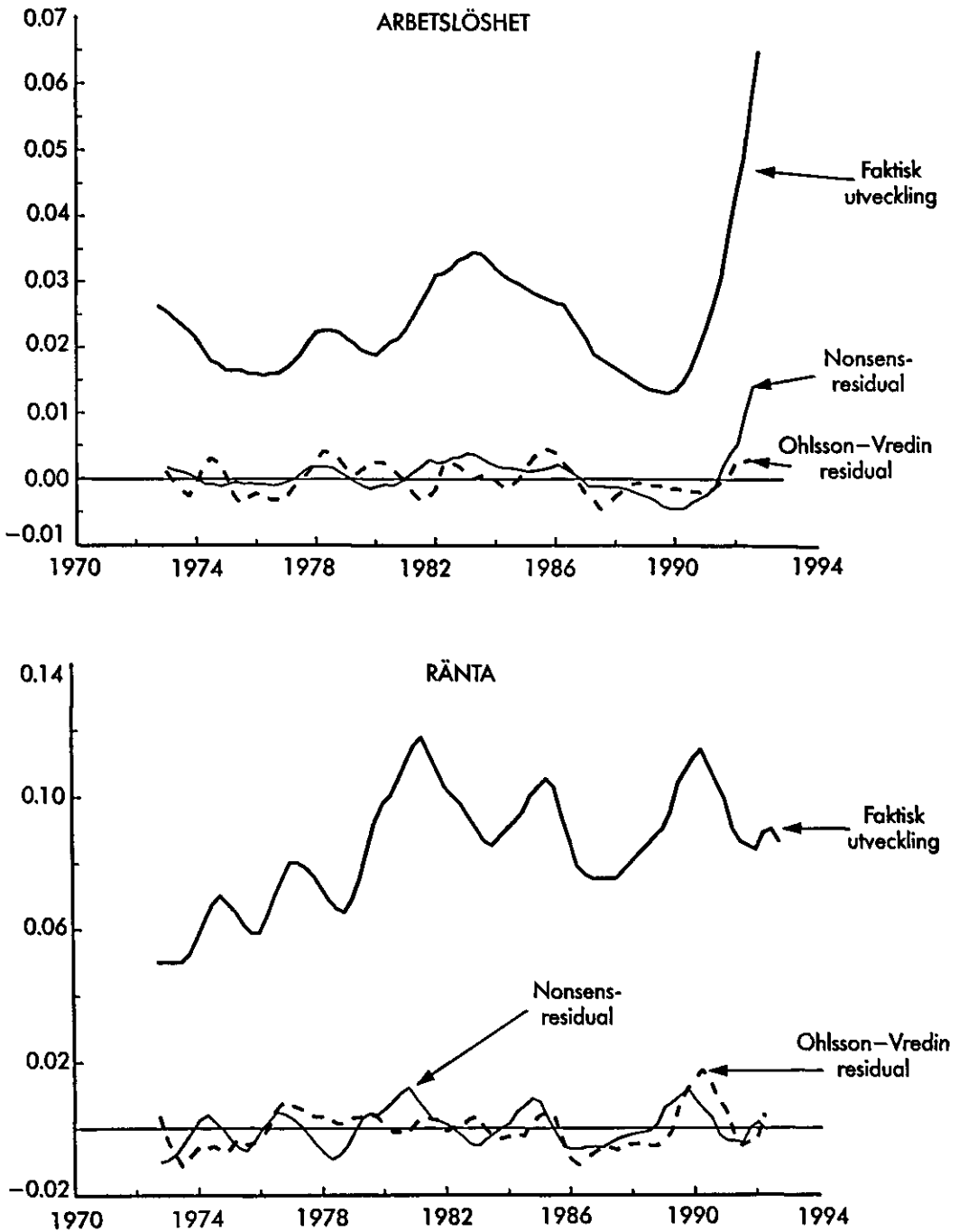
* Jag tackar mina kolleger Torbjörn Becker, Lars Calmfors, Magnus Dahlquist, Nils Gottfries, Gunnar Jonsson, Assar Lindbeck, Torsten Persson, Lars E O Svensson, Paul Söderlind och Anders Warne för värdefulla kommentarer.

Figur 1 Konjunkturer och residualer.



Fortsättning på nästa sida

Figur 1, fortsättning



nan slutsatser dras måste man försäkra sig om att det inte är troligt att de resultat man fått bara beror på slumpen. Tillvägagångssättet är då att formulera en så kallad nollhypotes som i detta fall skulle vara att det inte finns något samband av betydelse mellan svensk och utländsk konjunktur. Sedan beräknar man hur sannolika de resultat man fått är om nollhypotesen är sann. Om de är tillräckligt osannolika kan man våga förkasta nollhypotesen, annars inte.

För att beräkna hur sannolika O-Vs resultat är om det *inte* finns något omvärldsinflytande på svensk konjunktur gör vi därför följande experiment. Istället för utländska konjunkturvariabler skattar vi O-Vs regressioner med slumpstal som förklarande variabler. Det sanna förklaringsvärdet är då noll så all variation i den beroende variabeln är oförklarad. Det betyder att de sanna residualerna är identiska med den beroende variabeln. I praktiken kommer dock de estimerade residualerna från en sådan regression inte att perfekt sammanfalla med de sanna residualerna. Vi får då ett skattat R^2 som är större än noll. Detta beror dock bara på slumpen och är ett nonsenssamband. Om dessa nonsenssamband tenderar att vara låga när vi använder slumpstal som förklarande variabler kan vi våga lita på O-Vs modell. Antag till exempel att nonsenssambandet mätt som R^2 i genomsnitt är 0,10 och ytterst sällan över 0,20. Om O-V då redovisar ett R^2 på 0,79 kan vi vara tämligen säkra på att detta inte är ett nonsenssamband utan ett verkligt sådant. Om däremot nonsenssambanden tenderar att vara höga och residualerna små när vi använder slumpstal som "förklarande" variabler kan vi inte veta om O-Vs resultat är orsakat av ett sant samband eller ett nonsenssamband.

Vi vill alltså veta hur stora nonsensresidualer O-Vs regressionsmodell kan förväntas ge om det inte finns något omvärldsinflytande. För att undersöka detta har jag simulerat modellen 1000 gånger

för var och en av de fyra svenska konjunkturvariablerna, varje gång med en ny uppsättning slumpstal som förklarande variabler. Det är viktigt att notera att de senare har genererats så att de har samma autokorrelation¹ som de utländska konjunkturvariabler O-V använder. Genomsnittet av de 1000 genererade residualserierna är ett bra mått på de förväntade nonsensresidualerna i O-Vs modell.

Studera *Figur 1*. Vi ser där att de genomsnittliga nonsensresidualerna är påfallande nära residualerna från O-Vs modell. Mina slumpstal "förklarar" alltså lika mycket av svensk konjunktur som utlandet gör i O-Vs modell. O-V diskuterar storleken på sina residualer för enskilda perioder och konstaterar bland annat att de för BNP-tillväxten är ganska nära noll under slutet av den studerade perioden. Men, för denna period är också mina nonsensresidualer små. Att försöka ge en ekonomisk tolkning av residualerna i en modell för svensk konjunkturs utlandsberoende är förstås meningslöst om det fungerar lika bra att ersätta utländska konjunkturvariabler med slumpstal.

Låt oss nu försöka förstå varför O-Vs modell inte förmår skilja nonsenssamband från det samband mellan svensk och utländsk konjunktur som eventuellt existerar. Problemet har sin grund i att såväl residualer som förklarande och beroende variabler är starkt positivt autokorrelerade. Detta är vanligt, och naturligt, vid studier av makrotidsserier. De antaganden som minsta kvadratmetoden bygger på är dock att slumptermen är "vitt brus" som har noll autokorrelation. Vitt brus, liksom vitt ljus, består av svängningar av alla våglängder i samma styrka. Så är förstås inte fallet med makrotidsserier. Här finns mest långa våglängder, till exempel

¹ Med hög (låg) autokorrelation menas att om en variabel är högre än genomsnittligt ett visst kvartal så tenderar den att vara hög (låg) också påföljande kvartal och vice versa.

Tabell 1 Simulerade R^2 med autokorrelerade slumpstal som förklarande variabler*

Percentil †	Beroende svensk variabel				
	Inflation	Arbetslöshet	BNP-tillväxt	Ränta	Vitt brus
50 (= median)	0,649	0,734	0,515	0,696	0,299
40	0,682	0,770	0,545	0,730	0,315
30	0,720	0,804	0,575	0,759	0,340
20	0,751	0,834	0,607	0,790	0,360
10	0,794	0,868	0,648	0,833	0,402
5	0,821	0,887	0,680	0,866	0,422
1	0,863	0,921	0,744	0,905	0,482

* Monte-Carlo-simulering med 1 000 repetitioner. 82 observationer och 8 serier med autokorrelerade slumpstal, samtidiga och tidsförskjutna ett och två kvartal som förklarande variabler.

† Percentiler beräknade från höga till låga R^2 .

konjunkturcykeln som kanske har 5–8 år mellan topparna, vilket betyder att autokorrelationen är hög.

En intuitiv tolkning av problemet är att vi har färre våglängder att arbeta med när serierna är starkt autokorrelerade.² På till exempel 20 år kan vi få 80 kvartalsvisa observationer men vi kanske bara kan observera tre eller fyra hela konjunkturcykler. De statistiska testen blir då svagare och förklaringsvärdet i regressioner enligt minsta kvadratmetoden, mätt som t.ex. R^2 , tenderar att bli alltför högt.³ Problemet blir extra allvarligt om både residualen och de förklarande variablerna är positivt autokorrelerade.⁴ Detta illustreras i Tabell 1. Som vi ska se kan denna tabell användas för att testa O-Vs resultat om den svenska konjunktursens utlandsberoende. Tabellen visar hur R^2 , det slumpmässiga nonsenssambandet, fördelade sig i de simuleringar jag redogjort för ovan. I raden för percentil x anges för var och en av de fyra svenska konjunkturvariablerna ett visst värde y . Med x procents sannolikhet får vi ett nonsens R^2 över detta värde i regressioner enligt minsta kvadratmetoden. I raden för t ex percentil 10 finner vi för inflation värdet 0,794. Då är det 10 procents sannolikhet att vi i regressioner av inflation mot slumpstal får ett värde på

R^2 som är högre än 0,794. I tabellen ser vi att medianen för det nonsensartade förklaringsvärdet är så hög som 0,734 när den starkt autokorrelerade serien arbetslöshet används som beroende variabel. I den sista kolumnen finner vi däremot betydligt lägre värden. Här ser vi till exempel att det bara är 1 procents sannolikhet att få R^2 över 0,482 om inget samband finns och serierna är vitt brus.

Vi kan direkt använda Tabell 1 för att

² Detta är sant i mer exakt mening om vi har serier som passerat ett bandpassfilter. Se Hassler m fl [1992], Appendix 3.

³ Här kan vi också relatera till litteraturen om nonsensregressioner (*spurious regressions*, se till exempel Granger & Newbold [1974]). I regressioner där både beroende och oberoende variabler är icke-stationära kommer vi också att få en hög varians hos parameterestimaterna och ökad positiv bias av R^2 som dessutom inte ens asymptotiskt försvinner (darav benämningen "spurious regressions"). I små urval går det dock inte att statistiskt skilja en icke-stationär process från en med hög autokorrelation, dvs. alla statistikor, inklusive de som O-V använder, betar sig på samma sätt.

⁴ Detta påpekas till exempel i den vitt spridda läroboken i ekonometri av Johnston [1984], s 312.

Tabell 2 Parameterestimater.*

	Inflation		Arbetslöshet		BNP-tillväxt		Ränta	
	1	2	1	2	1	2	1	2
Konstant	0,04 (0,03)	-0,01	-0,01 (0,01)	0,01	0,09 (0,03)	0,03	0,00 (0,02)	0,03
Inflation Europa	1,54 (0,31)	1,36	-0,38 (0,08)	-0,29	-0,16 (0,31)	-0,40	0,98 (0,20)	1,13
Arbetslöshet Europa	0,81 (0,29)	1,07	-0,16 (0,08)	-0,28	-0,80 (0,29)	-0,47	1,43 (0,19)	1,31
BNP-tillväxt Europa	1,13 (0,34)	0,62	-0,32 (0,09)	-0,08	-1,21 (0,34)	-1,86	0,28 (0,22)	0,55
Ränta Tyskland	-0,08 (0,13)	0,31	0,23 (0,03)	0,04	-0,33 (0,13)	0,20	0,17 (0,09)	-0,05
Inflation USA	-0,41 (0,26)	0,09	0,17 (0,07)	-0,07	-0,58 (0,25)	0,10	-0,22 (0,17)	-0,53
Arbetslöshet USA	-2,17 (0,50)	-1,52	0,92 (0,13)	0,60	0,25 (0,49)	1,08	-1,49 (0,32)	-1,91
BNP-tillväxt USA	-0,64 (0,19)	-0,21	0,30 (0,05)	0,11	0,25 (0,19)	0,75	-0,12 (0,12)	-0,37
Ränta USA	0,24 (0,19)	-0,39	-0,14 (0,05)	0,16	0,87 (0,19)	0,05	-0,05 (0,11)	0,30

* Summa av koefficienter för innevarande tidsperiod samt tidsförskjutna ett och två kvartal.

1. Estimerat för hela perioden 1972:3 till 1992:4 enligt O-V (några få små avvikelser gentemot O-V beror sannolikt på avrundningsfel). Standardavvikelser beräknade av O-V inom parentes.
2. Estimerat utan de sista två årens observationer.

få kritiska värden för ett statistiskt test om R^2 är signifikant skilt från noll. Testet är att se om O-Vs resultat är tillräckligt osannolika givet att nollhypotesen (inget utlandsinflytande) är sann för att vi ska kunna förkasta denna hypotes. För 10 procents signifikansnivå använder vi raden för percentil 10 där vi finner värdena 0,794, 0,868, 0,648 och 0,833. O-Vs rapporterade resultat är 0,79, 0,85, 0,64 och 0,82, dvs de överstiger inte dessa värden och är därmed inte signifikanta på 10 procents signifikansnivå. Med O-Vs resultat kan det därför från statistisk synpunkt inte utslutas att det funna sambandet är helt slumpmässigt. Det är möjligt att svensk konjunktur är starkt utlandsberoende. Problemet är bara att den av O-V presenterade modellen inte kan bidra till att ge svar på denna viktiga fråga.

O-Vs exempel visar vikten av att använda sunda diagnostiska metoder för att kontrollera sina ekonometriska resultat. Durbin-Watson-statistikan, som alla statistikprogram kan beräkna, är viktig att kontrollera. Värden som understiger 2 signalerar potentiella problem. O-V rapporterar värden på Durbin-Watson-statistikan mellan 1,08 och 0,79. Sådana vär-

den medför att man inte utan vidare kontroll kan lita på modellen. Den vanliga metoden att se om parameterestimaten är känsliga för små förändringar i modellen, till exempel av den studerade tidsperioden, är då användbar och hade kunnat rädda O-V. I Tabell 2 ser vi parameterestimater med (kolumn 1) och utan (kolumn 2) de sista två årens observationer. Det framgår tydligt att estimaten förändras kraftigt om de sista åren exkluderas. Detta trots att de bara representerar 10 procent av antalet observationer. I ett stort antal fall ändras estimatet mer än två gånger den standardavvikelse som O-V anger. Sådana skift kan antingen bero på att sambanden är instabila eller att modellen, som i detta fall, saknar kraft att skilja mellan sanna samband och nonsenssamband. I det första fallet behöver modellen utvidgas för att kunna fånga tänkbara strukturella skift. I det andra bör modellen snarare renodlas. Dagens kraftfulla bordsdatorer gör det vidare möjligt att själv enkelt genomföra Monte-Carlo simuleringar för att se om den använda modellen har tillräcklig statistiskt styrka för att kunna skilja mellan olika hypoteser.

Man måste vara medveten om att den naturliga autokorrelation som finns i många ekonomiska tidsserier kräver att antalet förklarande variabler hålls litet. Detta fordrar i sin tur en teori, med vars hjälp vi kan avgöra vilka variabler som ska användas respektive uteslutas från modellen. Med hjälp av en sådan teori kan vi också tolka våra parameterestimater. O-V estimerar att den starkaste direkta effekten på svensk BNP-tillväxt kommer från BNP-tillväxt i Europa. Med hjälp av en teori hade de kanske blivit misstänksamma över att deras estimat är att effekten är negativ. Ökad tillväxt i Europa sänker Sveriges tillväxt. Dessutom, och viktigare: när det gäller att som ekonom göra generella bedömningar att användas i den ekonomisk-politiska debatten måste dessa grundas på såväl kvantitativ ekonometrisk som mer kvalitativ analys. I våra modeller brukar vi postulera rationella förväntningar där agenterna använder sig av all information de har tillgång till. Ett liknande postulat borde vägleda oss forskare.

Referenser

- Granger, CWJ & Newbold, P, [1994], "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, vol 12, s 111-120.
- Hassler, J, Lundvik, P, Persson, T & Söderlind, P, [1992], *The Swedish Business Cycle: Stylized Facts Over 130 Years*, Monograph No. 22, Institutet för internationell ekonomi, Stockholms universitet.
- Johnston, J, [1984], *Econometric Methods*, 3. Ed. McGraw-Hill Book Co. Singapore.
- Ohlsson, H & Vredin, A, [1994], *Finanspolitik, konjunkturer och ekonomisk integration*, Bilaga 9 till Långtidsutredningen 1995, Fritzes, Stockholm.