

Okuns lag i Sverige – är sambandet stabilt?

I denna artikel undersöks huruvida förhållandet mellan förändringen i arbetslöshetsgrad och BNP-tillväxt i Sverige har varit stabilt i Sverige mellan 1982 och 2019. Analysen av sambandet, vilket ofta kallas Okuns lag, genomförs med nyutvecklade bayesianska metoder som möjliggör formella jämförelser mellan olika skattade modeller. Våra resultat tyder på att sambandet har varit stabilt över tiden. De indikerar även att högre BNP-tillväxt än förväntat sänker arbetslöshetsgraden på kort sikt.

Ett grundläggande makroekonomiskt samband, som intresserar såväl akademiker som policyekonomer, är det mellan förändringen i arbetslöshetsgrad och BNP-tillväxt. Sambandet, vilket ofta kallas Okuns lag, är uppkallat efter upphovsmannen Arthur Okun som publicerade sin ursprungliga analys för snart 60 år sedan (Okun 1962).¹ Givet att Okuns lag har blivit ett populärt analysverktyg är det inte förvånande att ett stort antal studier har genomförts på området; för ett antal relativt nya studier, se t ex Internationella valutafonden (2010), Rülke (2012), Huang and Yeh (2013), Economou och Psarianos (2016), An m fl (2019) och Ball m fl (2019).

En fråga som ofta uppstår kring verktyg som används för policyanalys är huruvida de är stabila över tiden; om ett samband är stabilt förenklas ju trots allt generellt användningen av det påtagligt och det är dessutom sannolikt mer användbart. Okuns lag är inget undantag när det gäller stabilitetsdiskussionen. En relativt omfattande debatt om dess stabilitet har förts, där olika länder/områden och tidsperioder har studerats; se t ex Knotek (2007), Aranki m fl (2010), Meyer and Tasci (2012), Owyang and Sekhposyan (2012), Zanin and Marra (2012), Österholm (2016), Ball m fl (2017) och Karlsson och Österholm (2020a). Någon överdriven samstämmighet i slutsatserna råder dock inte.

I denna artikel bidrar vi till att vidga kunskapen om Okuns lag genom att undersöka hur sambandet ser ut i Sverige. Vårt fokus ligger på sambandets stabilitet. Den empiriska analysen motsvarar den som vi utförde i en nyligen publicerad studie på amerikanska data (Karlsson och Österholm 2020a). Mer specifikt innebär detta att vi använder nyutvecklade metoder inom bayesianska vektorautoregressionsmodeller med tidsvarierande parametrar och stokastisk volatilitet för att formellt analysera sambandet mellan förändringen i arbetslöshetsgrad och BNP-tillväxt.

SUNE KARLSSON OCH PÄR ÖSTERHOLM

Sune Karlsson är professor i statistik vid Handelshögskolan vid Örebro universitet. Hans forskning är inriktad på bayesiansk ekonometri och tidsseriesanalys, modellval och prognoser.

sune.karlsson@oru.se

Pär Österholm är professor i nationalekonomi vid Handelshögskolan vid Örebro universitet och affilierad forskare vid Konjunkturinstitutet. Hans forskning är huvudsakligen inriktad på makrofinans, prognoser och penningpolitik.

par.osterholm@oru.se

¹ Okuns lag uttrycks ibland också som en relation mellan arbetslöshetsgapet och BNP-gapet. I denna artikel fokuserar vi dock på specifikationen med förändringar.

Återstående del av denna artikel är upplagd på följande sätt: I avsnitt 1 presenterar vi det metodologiska ramverk som vår empiriska analys baseras på. Data och resultat redovisas i avsnitt 2. Vi avslutar artikeln i avsnitt 3 med en kortfattad diskussion.

1. Ekonometriskt ramverk

Som vi nämnde ovan använder vi bayesianska VAR-modeller (BVAR-modeller) för vår analys i denna artikel.² Dessa modeller beskriver det dynamiska sambandet mellan BNP-tillväxt och förändringen i arbetslöshetsgrad i ett bivariat ekvationssystem. Den andra ekvationen i detta system – där förändringen i arbetslöshetsgrad relateras till samtida och föregående kvartals BNP-tillväxt samt föregående kvartals förändring i arbetslöshetsgrad – kan i sig tolkas som Okuns lag.³ Det kan noteras att en stor del av tidigare forskning på detta område har skattat endast en sådan ekvation och inte ett bivariat system. Det finns dock påtagliga fördelar med att använda BVAR-modeller i stället för enekvationsmodeller. Till exempel är det lätt att studera en BVAR-modells dynamiska effekter. Dessutom är det med en BVAR-modell enkelt att göra prognoser för modellens samtliga ingående variabler, där prognoserna blir konsistenta med varandra. Sådana aspekter är relevanta för såväl forskare som policyekonomer och beslutsfattare och innebär att BVAR-modellen är ett tilltalande analysverktyg.

Vår huvudfråga är huruvida Okuns lag har varit stabil i Sverige och för att kunna svara på denna fråga skattar vi fyra olika BVAR-modeller. Modellerna skiljer sig åt i termer av att de tillåter tidsvariation i modellens parametrar i olika utsträckning.⁴ Den mest flexibla modellen har tidsvarierande parametrar i modellens båda ekvationer. Två modeller skattas där en ekvation i respektive modell har tidsvarierande parametrar – antingen ekvationen för BNP-tillväxten eller ekvationen för förändringen i arbetslöshetsgraden. Slutligen har den minst flexibla modellen konstanta parametrar i båda ekvationerna. Modellerna skattas med metoder utvecklade av Chan och Eisenstat (2018). En fördel med dessa metoder är att vi kan göra en formell utvärdering av modellerna genom att beräkna deras *s k marginallikelihood* och därmed få ett objektiva mått på vilken modellspecifikation som är att föredra.⁵ Den modell som har högst *marginallikelihood* är bäst.⁶

² Att vår analys är bayesiansk kan, på ett starkt förenklat sätt, beskrivas som att vi kombinerar datamaterialets information med förhandsinformation (*priors*). Metodologiskt kan bayesiansk analys kontrasteras med den oftare använda frekventistiska statistiska analysen.

³ I systemets första ekvation relateras BNP-tillväxten till föregående kvartals BNP-tillväxt samt föregående kvartals förändring i arbetslöshetsgrad.

⁴ Vi modellerar tidsvariationen som en gradvis förändring över tiden. Mer specifikt antas, i linje med det typiska valet i den empiriska litteraturen på området, att respektive parameter är en slumpvandring (*random walk*).

⁵ *Marginallikelihood* är ett ofta använt mått inom bayesiansk statistik för att utvärdera hur väl modellen och dess *priors* överensstämmer med data.

⁶ För detaljer kring modellspecifikation och skattning hänvisar vi till Karlsson och Österholm (2020a). Det kan noteras att modellernas *priors* huvudsakligen följer Karlsson och Österholm (2020a). Ett avsteg har dock gjorts rörande variansen för störningstermerna som driver

Noteras kan också att de skattade modellerna har sk stokastisk volatilitet. Detta innebär att modellernas störningstermer är heteroskedastiska, dvs de har en varians som inte är konstant över tiden. Denna egenskap är relevant då mycket tyder på att variansen för makroekonomiska störningar varierar påtagligt över tiden. Även om en stor del av empirisk makroekonomisk analys fortfarande antar att störningstermerna är homoskedastiska – dvs har en konstant varians över tiden – så har det sedan 2000-talets mitt vuxit fram en relativt omfattande litteratur som explicit modellerar störningstermernas heteroskedasticitet; se t ex Cogley och Sargent (2005), Primiceri (2005), Stock och Watson (2012), Franta m fl (2014), Chan m fl (2016) och Karlsson och Österholm (2020a, 2020b). Genom vår artikel bidrar vi till denna makroekonomiska litteratur. För att ge läsaren en referenspunkt redovisar vi också kortfattat resultaten från modellskattningar med homoskedastiska versioner av de fyra BVAR-modellerna.

2. Empirisk analys

Data och modellval

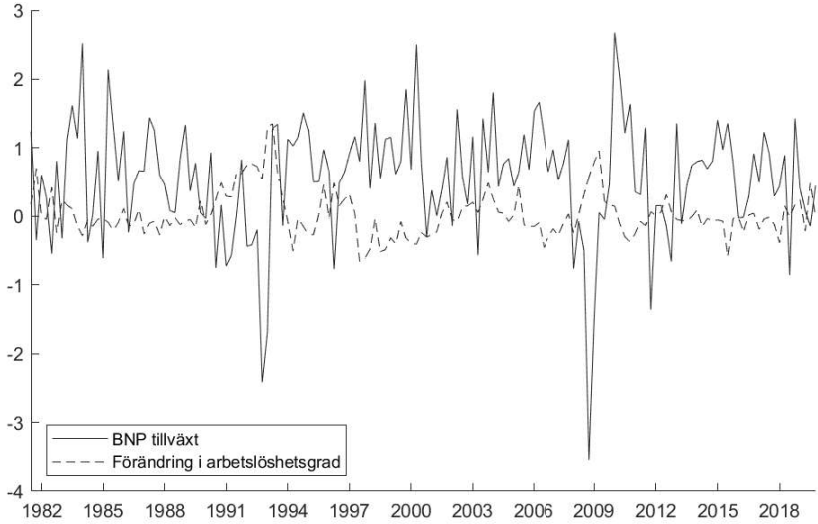
Modellerna skattas på data över BNP-tillväxt och förändringen i arbetslöshetsgrad.⁷ Data sträcker sig från tredje kvartalet 1981 till fjärde kvartalet 2019, se figur 1. Noteras kan att vi alltså inte inkluderar data från coronakrisen i vår analys. Det finns två anledningar till detta. För det första är tillgängliga data från denna period mycket volatila; det är möjligt att vissa av dessa observationer borde hanteras som extremvärden snarare än ”vanliga” observationer. Att inkludera sådana observationer i våra skattningar skulle kunna snedvrída vår analys. För det andra är beräkningarna av BNP-data för denna period sannolikt förknippade med relativt stor osäkerhet; denna minskar med tiden, men kommer i viss mån att bestå fram till den ”definitiva” årsberäkningen för 2020. Generellt sett föredras ju mer data framför mindre, men vår sammantagna bedömning när vi beaktar ovanstående är att nackdelarna med att inkludera data från denna period överväger fördelarna.

Nyckelresultaten från skattningarna av modellerna ges i tabell 1, där (den naturliga logaritmen av) *marginallikelihooden* för respektive modell presenteras. Här kan vi inledningsvis konstatera att modeller som har ett antagande om konstant störningsvariens (höger kolumn) genomgående har lägre *marginallikelihood* än modeller med stokastisk volatilitet (vänster kolumn). En vanlig skala att mäta skillnader mellan modeller på är två

utvecklingen av modellens parametrar, där vi i denna studie har en något högre priorvariens än den som användes i skattningarna för USA. Anledningen till denna avvikelse är att vi vill tillåta för mer tidsvariation i parametrar än den låga priorvariens som optimerades fram för amerikanska data.

⁷ BNP ges i fasta priser och serien är säsongrensad; tillväxttakten är beräknad jämfört med föregående kvartal. Arbetslöshetsgraden ger antalet arbetslösa dividerat med antalet personer i arbetskraften och avser kvinnor och män, 16–64 år gamla; serien är säsongrensad.

Figur 1
BNP-tillväxt
och förändring i
arbetslöshetsgrad



Ann: BNP-tillväxt ges i procent. Förändringen i arbetslöshetsgrad ges i procentenheter.
Källa: Konjunkturinstitutet.

gånger skillnaden i logaritmen av *marginallikelihooden*. Om vi gör detta erhåller vi – när jämförelsen sker för ”samma modell” med olika antagande om störningsvarians – tal som varierar mellan 4,6 och 7,8. Med Kass och Rafterys (1995, s 777) terminologi varierar stödet för modellerna med stokastisk volatilitet därmed mellan *positivt* (2 till 6) och *starkt* (6 till 10) [egen översättning]. Vi ser detta som stöd för vårt val att använda modeller med stokastisk volatilitet.

Vidare konstaterar vi att högst *marginallikelihood* av samtliga modeller har modellen med konstanta parametrar i båda ekvationerna och stokastisk volatilitet.⁸ Det kan dock noteras att skillnaderna mellan de fyra modellerna med stokastisk volatilitet generellt sett är små. Om vi åter använder skalan två gånger skillnaden i logaritmen av *marginallikelihooden* erhålls – när jämförelsen sker mot modellen där båda ekvationerna är konstanta – tal som varierar mellan 0,6 och 2,4. Om vi igen brukar Kass och Rafterys (1995, s 777) terminologi innebär detta att stödet för den bästa modellen varierar mellan *knappt värt att nämna* (0 till 2) och *positivt* (2 till 6) [egen översättning]. Stödet för modellen med konstanta parametrar i båda ekvationerna är med andra ord inte överväldigande. Även jämna lopp brukar

⁸ Det bör noteras att rankingen mellan de fyra modellerna ändras påtagligt beroende på om störningarna antas ha stokastisk volatilitet eller vara homoskedastiska. Konstanta parametrar i båda ekvationerna – vilket genererar den bästa av alla modeller när detta kombineras med stokastisk volatilitet – visar sig vara det näst sämsta valet bland homoskedastiska modeller. En sannolik förklaring bakom detta är den kritik som framfördes av Stock (2001) när han kommenterade på Cogley och Sargents (2001) studie där de använt BVAR-modeller med tidsvarierande parametrar och konstant störningsvarians. Stock menade att användande av en homoskedastisk modell med tidsvarierande parametrar kan leda till att förändringar i störningsvolatilitet misstas för förändrade parametrar.

Tabell 1
Log *marginallikelihood*
för BVAR-
modellerna

Modell	Log <i>marginallikelihood</i>	
	Stokastisk volatilitet	Konstant varians
Båda ekvationerna konstanta	-201,2	-205,1
Ekvationen för g_t tidsvarierande, ekvationen för Δu_t konstant	-201,5	-205,3
Ekvationen för g_t konstant, ekvationen för Δu_t tidsvarierande	-202,1	-204,4
Båda ekvationerna tidsvarierande	-202,4	-204,7

Ann: g_t är BNP-tillväxt. Δu_t är förändringen i arbetslöshetsgrad. Modellerna är skattade på data fr o m tredje kvartalet 1981 t o m fjärde kvartalet 2019. I tabellen anges den naturliga logaritmen av *marginallikelihooden*.

Källa: Författarnas beräkningar.

dock ha en vinnare och vi konstaterar att i detta fall är det denna modell som pekas ut som bäst av data. Då denna modell inte har någon tidsvariation i sin dynamik innebär detta att vi drar slutsatsen att Okuns lag har varit stabil.

Vår slutsats om Okuns lags stabilitet står i viss mån i kontrast med tidigare studier på svenska data.⁹ Till exempel menade såväl Aranki m fl (2010) som Österholm (2016) att Okuns lag hade varierat över tiden i Sverige. Skillnader i dessa studier gentemot den som redovisas i denna artikel – utöver den tidsperiod som analyserats – finns dock. Bland annat använde sig båda dessa tidigare studier av ett enekvationsramverk och rörande studien av Aranki m fl kan det dessutom noteras att analysen baserades på rullande regressioner och att något formellt test för tidsvariation i regressionsmodellens koefficienter inte genomfördes.

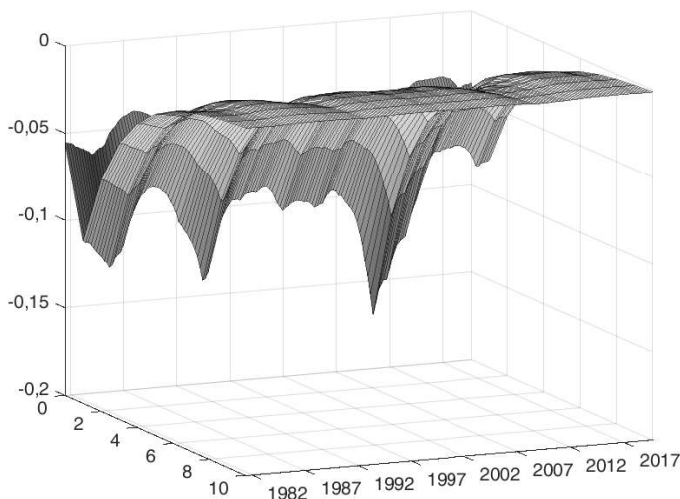
”Vinnarmodellens” egenskaper

Ovan har vi alltså konstaterat att modellen med konstanta parametrar passar data bäst. I ljuset av detta resultat lyfter vi härnäst ett par egenskaper från denna modell.

Inledningsvis fokuserar vi på den aspekt som tenderar att vara i fokus när Okuns lag analyseras, nämligen hur BNP-tillväxten påverkar förändringen i arbetslöshetsgraden. I figur 2 visas effekten på förändringen i arbetslöshetsgraden av en störning till BNP-tillväxten. Mer specifikt visas effekten av en oväntat hög BNP-tillväxt – den s k impuls-responsfunktionen. Storleken på störningen är en standardavvikelse. Noteras bör att denna standardavvikelse varierar över tiden (se figur 3). Denna tidsvariation är anledningen till att effekten av störningen varierar över tiden; de parametrar som beskriver modellens dynamik är ju konstanta.

⁹ Resultaten i denna artikel står rent kvalitativt även i kontrast med dem från vår analys på amerikanska data där vi drog slutsatsen att Okuns lag i USA inte är stabil (Karlsson och Österholm 2020a). Det bör dock poängteras att den tidsvariation som vi fann i den analysen var högst modest rent kvantitativt.

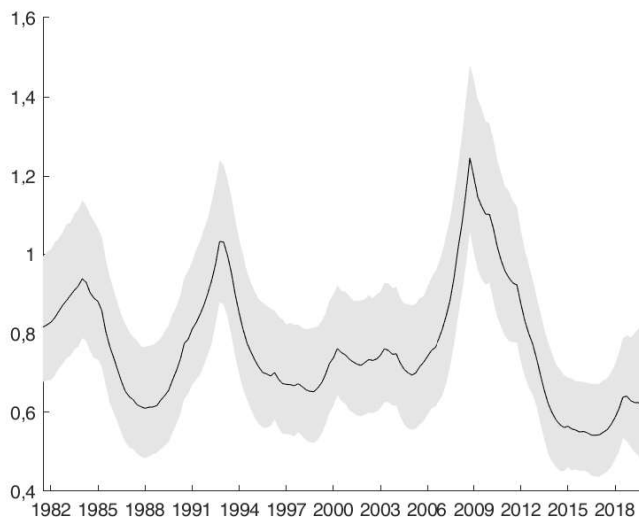
Figur 2
Effekten av en störning till BNP-tillväxten på förändringen i arbetslöshetsgrad



Anm: Figuren visar en sk impuls-responsfunktion från BVAR-modellen. Procentenheter på vertikal axel. Horisont i kvartal samt tidpunkt på de horisontella axlarna. Modellen är skattad på BNP-tillväxt och förändring i arbetslöshetsgrad fr o m tredje kvartalet 1981 t o m fjärde kvartalet 2019.

Källa: Författarnas beräkningar.

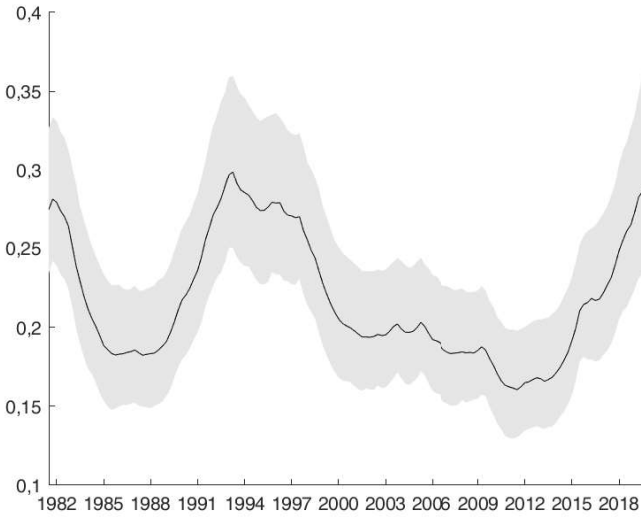
Figur 3
Skattad standardavvikelse för störningar till ekvationen för BNP-tillväxt



Anm: Procentenheter på vertikal axel. Det grå området indikerar 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall). Modellen är skattad på BNP-tillväxt och förändring i arbetslöshetsgrad fr o m tredje kvartalet 1981 t o m fjärde kvartalet 2019.

Källa: Författarnas beräkningar.

Som framgår av figuren leder – i linje med vad vi förväntar oss – en störning till BNP-tillväxten till en negativ förändring i arbetslöshetsgraden. I ljuset av en högre BNP-tillväxt än förväntat i dag skulle vi alltså revidera ned vår prognos för arbetslöshetsgraden de kommande kvartalen. Effekten är som störst efter ett kvartal och den dör sedan succesivt ut.



Figur 4
Skattad standard-
avvikelse för stör-
ningar till ekvationen
för förändring i
arbetslöshetsgrad

Anm: Procentenheter på vertikal axel. Det grå området indikerar 68-procentiga trovärdiga intervall (bayesianska konfidensintervall). Modellen är skattad på BNP-tillväxt och förändring i arbetslöshetsgrad fr o m tredje kvartalet 1981 t o m fjärde kvartalet 2019.

Källa: Författarnas beräkningar.

Som nämndes ovan varierar volatiliteten för makroekonomiska störningar ofta märkbart över tiden och resultaten i denna artikel är inget undantag i detta hänseende. Detta illustreras i figur 3 och 4 som visar standardavvikelsen för störningarna för BNP-tillväxt respektive förändring i arbetslöshetsgrad. För BNP-tillväxten (i figur 3) ser vi att volatiliteten är som högst i samband med 1990-talskrisen och finanskrisen. Mönstret är något annorlunda för förändringen i arbetslöshetsgraden. 1990-talskrisen förknippas förvisso med en hög volatilitet för störningarna, men vi ser ingen uppgång i samband med finanskrisen; däremot skedde en påtaglig ökning i volatiliteten under de sista åren av den analyserade perioden. Den sammantagna bilden som de två figurerna ger är ett budskap om att vår bästa skattning av störningstermernas varians är förknippad med påtaglig tidsvariation.

3. Avslutande kommentarer

I denna artikel har vi undersökt en viktig aspekt av Okuns lag i Sverige, nämligen om sambandet är stabilt över tiden. Våra resultat tyder på att detta är fallet. De ligger därmed i linje med påpekandet av Ball m fl (2017, s 1439) att Okuns lag är ”... stark och stabil mätt med makroekonomiska mått” [egen översättning].

Även om våra resultat indikerar att Okuns lag är stabil bör viss försiktighet ändå iakttas kring slutsatserna. En anledning till detta är att stödet för modellen med konstanta parametrar inte är överväldigande. Viktigare är dock en mer generell aspekt. Vi tycker naturligtvis att vårt valda

ramverk – med BVAR-modeller vars parametrar tillåts utvecklas gradvis över tiden och med stokastisk volatilitet för störningstermerna – är ett bra ramverk för att studera denna fråga. Samtidigt har det sina begränsningar; i princip alla ekonomiska modeller är trots allt approximationer och dessa approximationer kan ju vara bättre eller sämre. Om en analys liknande den vi utfört här skulle göras i ett annat metodologiskt ramverk är det inte osannolikt att man skulle kunna landa i en annan slutsats. Och det finns ju trots allt relativt gott om alternativ att beakta. Utan att lämna ramverket med VAR-modeller som har tidsvarierande parametrar kan man t ex använda sig av regimskiftesmodeller eller *smooth transition*-modeller. Vi har med andra ord kommit med ytterligare en pusselbit för att förstå en komplicerad makroekonomisk omvärld snarare än det slutgiltiga svaret i frågan.

Avslutningsvis noterar vi att makroekonomiskt modellarbete – i likhet med analysen i denna artikel – har gått i en riktning där tidsvarierande volatilitet hos störningarna i större utsträckning beaktas. Vi menar att detta är en utveckling som är av godo. Ett exempel på ett område där fördelarna med ett modellval som hanterar heteroskedasticitet kan vara påtagliga är om man vill beskriva prognososäkerhet. Om en homoskedastisk modell används – och man därmed använder en ”genomsnittlig” störningsvolatilitet som bas för prognososäkerheten – kommer man att generellt sett att överskatta prognososäkerheten i lugna tider och underskatta den i oroliga tider. För institutioner som diskuterar makroekonomisk osäkerhet i sina rapporter – såsom Internationella valutafonden, Bank of England och Sveriges riksbank – är detta naturligtvis en fråga som har en praktisk betydelse. För den empiriskt inriktade makroekonomen är modeller med tidsvarierande störningsvolatilitet med andra ord verktyg som bör ingå i verktygslådan.

REFERENSER

- An, Z, L Ball, J Jalles och P Loungani (2019), ”Do IMF Forecasts Respect Okun’s Law? Evidence for Advanced and Developing Economies”, *International Journal of Forecasting*, vol 35, s 1131–1142.
- Aranki, T, K Friberg och M Sjödin (2010), ”Sambandet mellan konjunkturen och arbetsmarknaden i Sverige”, *Ekonomiska kommentarer*, nr 2, Sveriges Riksbank, Stockholm.
- Ball, L, D Furceri, D Leigh och P Loungani (2019), ”Does One Law Fit All? Cross-country Evidence on Okun’s Law”, *Open Economies Review*, vol 30, s 841–874.
- Ball, L, D Leigh och P Loungani (2017), ”Okun’s Law: Fit at 50?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 49, s 1413–1441.
- Chan, J C C och E Eisenstat (2018), ”Comparing Hybrid Time-varying Parameter VARs”, *Economics Letters*, vol 171, s 1–5.
- Chan, J C C, G Koop och S M Potter (2016), ”A Bounded Model of Time Variation in Trend Inflation, Nairu and the Phillips Curve”, *Journal of Applied Econometrics*, vol 31, s 551–565.
- Cogley, T och T J Sargent (2001), ”Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics”, *NBER Macroeconomics Annual*, vol 16, s 331–373.
- Cogley, T och T J Sargent (2005), ”Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US”, *Review of Economic Dynamics*, vol 8, s 262–302.
- Economou, A och I N Psarianos (2016), ”Revisiting Okun’s Law in European Union Countries”, *Journal of Economic Studies*, vol 43, s 275–287.
- Franta, M, R Horvath och M Rusnak (2014), ”Evaluating Changes in the Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic”, *Empirical Economics*, vol 46, s 827–842.
- Huang, H-C och C-C Yeh (2013), ”Okun’s

- Law in Panels of Countries and States”, *Applied Economics*, vol 45, s 191–199.
- Internationella valutafonden (2010), ”Unemployment Dynamics during Recessions and Recoveries: Okun’s Law and Beyond”, *World Economic Outlook*, April 2010.
- Karlsson, S och P Österholm (2020a), ”A Hybrid Time-varying Parameter Bayesian VAR Analysis of Okun’s Law in the United States”, *Economics Letters*, vol 197, 109622.
- Karlsson, S och P Österholm (2020b), ”A Note on the Stability of the Swedish Phillips Curve”, *Empirical Economics*, vol 59, s 2573–2612.
- Kass, R E och A E Raftery (1995), ”Bayes Factors”, *Journal of the American Statistical Association*, vol 90, s 773–795.
- Knotek, E S (2007), ”How Useful is Okun’s Law?”, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, vol 92, s 73–103.
- Meyer, B och M Tasci (2012), ”An Unstable Okun’s Law, Not the Best Rule of Thumb”, *Economic Commentary* 2012-08, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Okun, A M (1962), ”Potential GNP: Its Measurement and Significance”, *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, Washington DC.
- Owyang, M T och T Sekhposyan (2012), ”Okun’s Law over the Business Cycle: Was the Great Recession All That Different?”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol September/October 2012, s 399–418.
- Primiceri, G (2005), ”Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *Review of Economic Studies*, vol 72, s 821–852.
- Rülke, J (2012), ”Do Professional Forecasters Apply the Phillips Curve and Okun’s Law? Evidence from Six Asian-Pacific Countries”, *Japan and the World Economy*, vol 24, s 317–324.
- Stock, J H (2001), ”Comment on ’Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics’”, *NBER Macroeconomics Annual*, vol 16, s 379–387.
- Stock, J H och M W Watson (2012), ”Disentangling the Channels of the 2007-09 Recession”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol 43, s 81–135.
- Zanin, L och G Marra (2012), ”Rolling Regression versus Time-Varying Coefficient Modelling: An Empirical Investigation of the Okun’s Law in Some Euro Area Countries”, *Bulletin of Economic Research*, vol 64, s 91–108.
- Österholm, P (2016), ”Time Variation in Okun’s Law in Sweden”, *Applied Economics Letters*, vol 23, s 436–439.