

Den cykliska fastighetsmarknaden

- fördröjningar på lokalhyresmarknaden

Per Jeraeus

Avdelningen för Fastighetsvetenskap

Lunds Tekniska Högskola

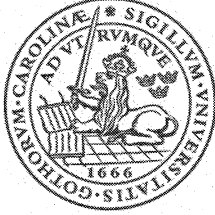
Lunds Universitet

Department of Real Estate Science

Lund Institute of Technology

Lund University, Sweden





Avdelningen för Fastighetsvetenskap
Lunds Tekniska Högskola
Lunds Universitet
Box 118
221 00 Lund
Sverige

Department of Real Estate Science
Lund Institute of Technology
P O Box 118
SE-221 00 Lund
Sweden

LUNDS TEKNISKA HÖGSKOLA

Lunds universitet

Den cykliska fastighetsmarknaden
– fördröjningar på lokalhyresmarknaden

The Cyclical Real Estate Market
– Delays in the Office vacancy market

Examensarbete utfört av / Master of Science Thesis by

Per Jeraeus, Civilingenjörsutbildningen i Lantmäteri, Lunds Tekniska Högskola

Opponent / Opponent

Urban Månsson, Civilingenjörsutbildningen i Lantmäteri, Lunds Tekniska Högskola, Lund

Handledare / Supervisor

Mats Wilhelmsson, Institutionen för infrastruktur, Sektionen för bygg- och fastighetsekonomi, Kungliga Tekniska Högskolan, Stockholm

Examinator / Examiner

Ulf Jensen, Avdelningen för Fastighetsvetenskap, Lunds Tekniska Högskola, Lund

Sökord: cykler, fastighetscykler, fastighet, regression, fastighetsmarknad, lokalhyresmarknad

Keywords: cycles, real estate cycles, property, regression, property market, office market

ISRN LUTVDG/TVLM 03/5089 SE

Förord

Detta examensarbete, omfattande 20 akademiska poäng, är en avslutning på min civilingenjörsutbildning inom Lantmäteri med inriktning mot fastighetsekonomi. Examensarbetet har utförts under sommaren och en bit in på hösten 2003 vid Avdelningen för Fastighetsvetenskap vid Lunds Tekniska Högskola och har skett i samarbete med Jones Lang LaSalle AB.

Först och främst vill jag tacka min handledare, Mats Wilhelmsson, Institutionen för infrastruktur, Sektionen för bygg- och fastighetsekonomi, Kungliga Tekniska Högskolan, för det värdefulla stöd, den handledning och den hjälp jag fått med mitt examensarbete. Vidare vill jag tacka Paul Kivimets, Jones Lang LaSalle AB för uppslag om intressanta städer och tillgången till vakansdata från deras sida. Slutligen vill jag rikta ett tack dels till min opponent Urban Månsson och dels till Carin Gebenius, för de värdefulla synpunkter och åsikter som de har tillfört mig under arbetet.

Lund en solig septemberdag 2003

Per Jeraeus

Abstract

The aim of this degree paper is to analyze and to quantify the delays in the real estate office market; to uncover the time delay from when the business cycles rise and fall to when the office rental market does similar. The purpose is, with a certain amount of certainty, to establish a trailing effect.

The paper sets off with synthesizing relevant research and commentaries on real estate cycles in micro- and macro-economic perspectives. This leads to a theoretical chapter with references to real estate cycles, complemented with fundamental demand- and supply-functions derived from the real estate market.

The following chapter contains the econometric study where six major European cities are analyzed by the influence of various micro- and macro-economic factors on the office vacancy market. Analyze is made over a real estate business cycle where both rise and fall affects the result.

The econometric models used in this paper are adapted time series analysis and the calculations have been done with the assistance of SPSS.

Several econometric models have been compiled where different independent factors assumed to influence the vacancy rate are included. The purpose is to conclude if a general model for all cities can be assumed or if different economic factors influence different cities and thus demand different models.

In short, the result of the study is as following:

- Stepwise regression leads to different models for different cities, all with high determination coefficients and several significant independent variables.
- All share indices is one good independent variable to predict the outcome of the office vacancy rate. Several of the models support this; all share indexes are in many cases significant and the models generate high determination coefficients.
- The outcome of the lag-models interprets that the market is not that slow-moving as the thesis points out; the market is rather relatively efficient. Only prediction models for Amsterdam and The Hague show significant independent explanatory variables, however all share indices are statistical significant for those two cities, so the trailing-effect is weakly supported here.
- A natural vacancy level exists for almost all cities in this paper.
- Vacancy is not a function of itself; the autoregressive model shows no significant support.

Sammanfattning

Detta examensarbete syftar till att undersöka fördröjningen på lokalhyresmarknaden; finna hur stort tidsglappet är från det att konjunkturen går upp respektive ned tills det att lokalhyresmarknaden gör det samma. Jag vill med viss säkerhet kunna fastställa en eftersläpningseffekt.

Arbetets inledande fas består i en litteraturgenomgång av vad som tidigare skrivits inom ämnet och bygger på tryckta källor så som avhandlingar, examensarbeten, fackböcker, rapporter och uppsatser. Detta har sedan mynnat ut i ett teoriavsnitt som har kompletterats med grundläggande utbuds- och efterfrågefunktioner härledda från fastighetsmarknaden.

Den nästföljande ekonometriska analysen undersöker för sex större europeiska städer hur stor påverkan på vakanssituationen är utifrån ett antal mikro- och makrofaktorer. Analyserna görs över en hel fastighetscykel, där både uppgång och fall spelar in på resultaten.

Modellerna som används i arbetet är av typen adaptiv tidsserieanalys, där räknehjälpmedlet är SPSS. Ett flertal olika ekonometriska modeller har ställts upp där olika faktorer som antas påverka förloppet vägs in. Anledningen till detta är för att kunna utröna om en generell modell kan antas för alla städerna eller om olika ekonomiska faktorer driver olika städer och då kräver olika modeller.

Resultatet av studien är i korthet följande:

- Stegvis regression leder till olika modeller för olika städer, dock med höga förklaringsgrader och flera signifikant oberoende variabler.
- Generalindex är en lämplig oberoende variabel för att prediktera utfallet av vakansgraden. Ett starkt stöd återfinns för detta i flera av de olika modellerna; generalindex är i många fall signifikant och modellerna som sådana genererar höga förklaringsgrader.
- Utfallet av laggingarna tyder på att marknaden ej är så trögrörlig som tesen förutsatt, snarare är den relativt effektiv; endast prediktionsmodeller för Amsterdam och Haag uppvisar signifikanta oberoende förklaringsstermer. Dock är generalindex en signifikant term för dessa båda städer så tesen får häri stöd.
- En naturlig vakansgrad existerar för flera av de undersökta städerna.
- Vakanserna är inte en funktion av sig själva; ingen autoregressivitet föreligger.

Innehållsförteckning

1. Inledning	11
Bakgrund	11
Frågeställning	11
Syfte	11
Metod	12
Avgränsningar	13
Målgrupp	13
Disposition	13
2. Teori	14
Tidigare studier	14
Vad är cykler	16
Grundläggande cykelteori	16
Fastighetscykeln	17
Utbuds- och efterfrågefunktionen	18
Utbuds- och efterfrågecykeln	19
Från teori till empiri	20
3. Empiri	22
Bakgrund	22
Ingående variabler – en definition	22
Vakansdata från Jones Lang LaSalle	22
Regional population	23
Regional sysselsättning	23
Bruttonationalprodukt	23
Riskfri ränta	24
Inflation	24
Generalindex	24
Analysverktyg	24
Studiens tillförlitlighet	26
Ursprungsmodell	27
Förstadifferensen	28
Andradifferensen	29
Lag modell 1	30
Lag modell 2	31
Lag modell 3	33
Första ordningens autoregressiva modell	34
Stegvis regression	35
4. Slutsats	36
5. Litteratur- och källförteckning	39

Appendix I – Regressionsanalys.....	42
Enkel linjär regression	42
Multipel linjär regression	43
Ordinary Least Square	43
Autokorrelation	44
Laggade värden	44
Autoregressiva modeller.....	44
Partiell autokorrelation	44
Stationära serier	45
Appendix II - Terminologi.....	47
T-test.....	47
F-test.....	47
R^2	48
R^2_{adj}	48
Durbin Watson test.....	48
Stegvis regression.....	48
Appendix III – Källdata, korrelation och laggade värden.....	49
Amsterdam	49
Frankfurt.....	51
Haag	53
Hamburg.....	55
London	57
Stockholm.....	59

1. Inledning

Kapitlet inleds med den bakgrund och de frågeställningar som ligger till grund för valet av ämne. Efter detta beskrivs syftet, de metoder som används och de avgränsningar som gjorts. Målgruppen klargörs och slutligen ges en översiktlig bild över arbetets upplägg.

Bakgrund

"Property is an inflexible asset. It is physically unable to expand and contract with changes in demand. As a consequence, in times of low demand there will be spare capacity within the building. This spare capacity is used up as demand increases until it reaches the point where the effective operational capacity of the building is exceeded. This creates market demand for a larger building, (Thompson & Tsolacos (2000))."

Ovanstående citat klargör och belyser de problem som finns inom fastighetsbranschen vad gäller utbud och efterfrågan samt problemet med samvariation dessa variabler sinsemellan. Tolkar man texten friare kan man utläsa att fastighetsbranschen torde gå att applicera på ordinära ekonometriska metoder och analysverktyg för att på så sätt kunna prediktera framtiden.

"During the last decade, there has been a growing body of research focusing on real estate cycles. The main reason is the growing interest in real estate as an individual investment asset leading international investors to increase the real estate weights in their multi-asset portfolios. This puts the real estate cycle in the very centre of strategic investment decisions and implications thereof. Another major and somewhat related reason for the growing interest in real estate cycles is the global "boom-and-bust" experience of late 1980s and early 1990s. During the bust-period, real estate investors experienced negative returns that in many cases were dramatic. This has led to a need of both a better understanding of the behaviour of the real estate cycle, as well as answering the question if it could happen again and if so to what extent (Witkiewicz (2002))."

Citatet ovan, hämtat från inledningen till avhandlingen "The Use of the HP-filter in Constructing Real Estate Cycle Indicators" belyser vad detta examensarbete kommer att handla om; modeller för att tolka framtiden utifrån teorin om fastighetscykler.

Frågeställning

Mot den ovan redovisade bakgrunden, samt den konjunktur vi befinner oss i, så uppenbarar sig ett antal frågeställningar att besvara, både vad gäller de teoretiska avsnitten och de empiriska studierna.

Den första frågeställningen är hur utbud och efterfrågan samvarierar på fastighets- och lokalmarknaden ur ett teoretiskt perspektiv. Detta väcker följdfrågan om hur marknaden ser ut i praktiken och vilka faktorer det är som spelar in då man jämför dessa resultat mot den globala konjunkturen.

Syfte

Syftet med detta examensarbete är att analysera fördröjningarna på lokalhyresmarknaden, att finna hur stort tidsglappet är från det att konjunkturen går upp respektive ned tills det att lokalhyresmarknaden gör det samma. Jag vill med viss säkerhet kunna fastställa en eftersläpningseffekt.

För att uppnå detta syfte krävs det att man:

- Genom litteraturstudier kartlägger och identifierar de faktorer som är relevanta för en fastighetscykel
- Bygger en modell utifrån de tidigare identifierade faktorerna
- Tillämpar den teoretiska modellen på ett antal orter i Europa, genom att empiriskt pröva dess robusthet och samband
- Använder resultaten av studien för att dra slutsatser om de ingående variablerna

Metod

Litteraturstudier

Arbetets inledande fas bestod i en genomgång av litteratur som tidigare skrivits inom ämnet och bygger på tryckta källor så som; avhandlingar, examensarbeten, fackböcker, rapporter och uppsatser. Detta har sedan mynnat ut i ett teoriavsnitt som har kompletterats med grundläggande utbuds- och efterfrågefunktioner härledda från fastighetsmarknaden.

Litteratur har sökts upp genom ELIN¹, LOVISA² och LIBRIS³, olika sökmotorer för artiklar, tidskrifter och böcker, vilka tillhandahålls av Lunds universitetsbibliotek. Information om redan producerade examensarbeten har införskaffats från Institutionen för fastighetsvetenskap, Lunds Tekniska Högskola, Lund, samt Institutionen för infrastruktur, Kungliga Tekniska Högskolan, Stockholm. Litteratur har även införskaffats efter rekommendationer från handledare samt efter sökningar på Torto Wheaton Research.

Ekonometrisk analys

Arbetet fortskred med att bygga en ekonometrisk modell som avspeglade den teoretiska bakgrunden vad gäller invägda variabler och dess samvarians. Modellen bygger på antagandet att man kan räkna hur stor fördröjningen är på lokalk marknaden, dvs. kvantifiera tiden, från det att börsen går upp⁴, tills det att företag börjar nyanställa, tills det att man expanderar på nya lokalytor.

Modellerna som används i arbetet är av typen adaptiv tidsserieanalys, där räknehjälpmidlet är SPSS⁵. Ett flertal olika modeller har ställts upp där olika faktorer som antas påverka förloppet vägs in; häribland låneränta, inflation, BNP, sysselsättning, befolkningsutveckling osv. Tidigare modeller har delvis studerats för att på så sätt inte gå på de största missarna vad gäller de oberoende signifikanta variablerna och modelluppställningar.

Tidsserieanalysen har gjorts för Amsterdam, Frankfurt, Haag, Hamburg, London och Stockholm, städer drivna av olika faktorer så som industri, high-tech, bank och finans. Anledningen till detta är för att kunna utröna om en generell modell kan antas för de olika städerna eller om olika ekonomiska faktorer driver olika städer och då kräver olika modeller. Data har samlats in för så långa tidsperioder som möjligt, detta för att kunna få så många observationer som möjligt till analysen.

¹ Electronic Library Information Navigator

² Sökmotor för Lunds Universitetsbibliotek

³ Det nationella biblioteksdatasystemet

⁴ Den allmänna konjunkturen

⁵ SPSS = Statistical Package for the Social Sciences

Avgränsningar

Denna studie har avgränsats så till vida att ett antal relevanta/intressanta städer har valts (6 st.), där med kriteriet att datatillgången, fundamenta, sträcker sig över en lång tidsperiod så att studien kan omfatta så många mätpunkter (årlig data från 1990 till 2002) som möjligt. Begränsningar har även gjorts så till vida att undersökningen endast omfattar kontorslokaler. Vidare görs undersökning på aggregerad basis, det vill säga på kommunal nivå, då ej sysselsättning och andra likvärdiga faktorer kan fås på en mer detaljerad nivå. Studien är inte heller utförd på så vis att man ska kunna använda den som en prognosmodell, syftet har varit att analysera vad som har hänt i dåtid och därefter dra slutsatser om vilka faktorer som påverkar utvecklingen på lokalhyresmarknaden.

Målgrupp

Uppsatsen vänder sig främst till byggherrar, fastighetsbolag, fastighetsförvaltande bolag och olika former av fastighetskonsulter där målsättningen är att i förväg veta om den kommande vakanssituationen samt kunna planera för denna. Uppsatsen riktar sig även till studenter i högre årskurser med fastighetsekonomisk inriktning samt övriga med ett intresse för fastighetsekonomi.

Disposition

Detta examensarbete består i princip av fyra block:

1. *Inledning* – Beskrivning av uppsatsens syfte, metod, avgränsningar m.m.
2. *Teori* – Genomgång av vad som tidigare är skrivet inom ämnesområdet, därefter en kort förklaring till vad cykler är och sedan förklaras grundläggande cykelteori som sedan appliceras på fastighetsmarknaden. Utbuds- och efterfrågeteori utifrån fastighetsmarknaden går igenom, för att sedan följas upp med en modell av utbuds- och efterfrågecykeln.
3. *Empiri* – Kapitlet inleds med en kort bakgrund, följt av en redogörelse för hur de nyttjade variablerna har samlats in, definierats och använts. Efter detta följer ett analysverktyg som följs upp av analysen. Slutligen presenteras frågor som rör studiens tillförlitlighet.
4. *Slutsats* – Kapitlet påvisar resultaten från det tidigare analysavsnittet och sammanfattar detta till slutsatser och reflektioner.

Utöver detta tillkommer sammanfattning, källförteckning, bilagor m.m.

2. Teori

I detta kapitel behandlas den teori som sedan ligger till grund för den nästföljande empirin. Kapitlet inleds med en genomgång av vad som tidigare är skrivet inom ämnesområdet. Efter detta följer en kort förklaring till vad cykler är och därefter förklaras grundläggande cykelteori som sedan appliceras på fastighetsmarknaden. Utbuds- och efterfrågeteori utifrån fastighetsmarknaden går igenom, för att sedan följas upp med en modell av utbuds- och efterfrågecykeln.

Tidigare studier

Under de sista 15-20 åren har ekonomiska cykler fått en allt större betydelse, både inom nationalekonomin och inom fastighetsekonomin. Fler och fler artiklar och arbeten presenteras inom ämnesområdet och de presenterar resultat som tyder på att kontorsmarknaden kan kopplas ihop med andra makro- och mikroekonomiska variabler.

Pritchett (1984) analyserar vilka makroekonomiska fundamenta som styr fastighetscykeln. Han finner att den bästa fastighetscykelindikatorn är vakansgraden och att efterfrågan leder utbudet över cykeln.

Kling & McCue (1987) undersöker olika makroekonomiska faktors påverkan på nybyggnationen av kontorsfastigheter. De kommer till slutsatsen att fallande räntor påverkar byggherrarnas framtidstro positivt vad gäller BNP och detta leder till en överbyggnation. Kling & McCue påvisar i samma studie att skattereformen i USA 1981 starkt stimulerade nybyggnationen av kontorslokaler.

Jaffe (1994) behandlar den svenska fastighetskrisen under perioden 1965-1999. Han finner i sin regressionsmodell att marknaden reagerade utefter fundamentala faktorer så som; BNP, räntenivå och arbetslöshet, tillsammans med exogena chocker.

Liang (1996) framställer en modell som förklarar sambandet mellan inflation, räntenivå och vakanser utifrån historiska vakansdata för USA: s kontorshyresmarknad. Liang använder sig sedan av denna modell för att förklara fastighetscykelns utveckling.

Wheaton, Torto & Evans (1997) undersöker cykliskheten på Londons kontorshyresmarknad med hjälp av variablerna uthyrd yta, nybyggnation och hyresnivå. De drar slutsatsen att marknaden inte skulle vara cyklisk om inga oförutsedda chocker inträffade som återspeglades inom fastighetsmarknaden.

Hysom & Crawford (1997) ger en historisk exposé över fastighetsmarknadens utveckling över det senaste seklet i USA. De går igenom hur fastigheter byggdes, vad som styrde utvecklingen och vilka analyser som då gjordes och vad som i modern tid har gjorts. De finner att den tidiga forskningen var centrerad runt teknologisk utveckling och innovationer inom konstruktionsteknik, men då marknaden har blivit allt mer mogen så riktas fokus nu mera mot nya områden så som fastighetscykler, trender, etableringsfrågor och makroekonomiska styrfaktorer.

Green, Malpezzi & Barnes (1998) bygger en modell för att prediktera kontorsbyggande och absorptionen av kontorsytor. Denna modell är unik i sitt slag eftersom den tillämpar konfidensintervall för bästa och sämsta utfall utifrån Feldstein's teknik om att prediktera standardfel vid stokastiska exogena variabler. Syftet med artikeln är inte att finna beteenderelaterade variabler utan snarare att utvärdera ett antal prognosmodeller.

Gallagher & Wood (1999) utvärderar tre olika modeller som kan användas för att undersöka risken för överbyggnad av kontorslokaler. De finner att alla tre modellerna har möjlighet att prediktera utfallet, men ingen av dem gör detta riktigt bra. Nyckelvariablerna i de tre modellerna är sysselsättningsgrad och ett fastighetsmarknadsindex.

Pyhrr, Roulac & Born (1999) sammanställer litteratur skriven inom området fastighetscykler utifrån påverkandeperspektivet på investerare och portföljförvaltare. Arbetet är utfört i tre delar, där del ett går igenom tidigare litteratur, vilket följs upp av del två som går igenom fastighetscykelns grunder. I del tre så presenteras åtta modeller av fastighetscykeln. Från dessa dras slutsatser om strategiska beslut för investerare och portföljförvaltare.

Wheaton (1999) visar på att olika typer av bebyggelse på fastigheter kan ha helt olika cykliska förlopp. Detta har också tidigare visats empiriskt. Frågan som nu analyseras är om man kan urskilja ekonomiska chocker från endogena ekonomiska växlingar. En modell byggs upp utifrån mäklares framtidstro, fördröjningar i byggnationer, fastigheters livslängd och marknadens elasticitet. Modellens dynamik ändras kraftigt beroende på parametrarna. Genom att använda mäklarnas framtidstro som relevant parameter får man en robust modell, emedan "myopic-parametrar" ger självsvängande förlopp. Självsvängande förlopp förekommer även oftare då utbudet är mer elastiskt än efterfrågan, då fördröjningar i byggnationer är långa och då fastigheternas livslängd är kort.

Wennerström (2000) har gjort en ekonometrisk studie över kontorshyrorna i Stockholm för perioden 1980-1999. Han finner att BNP och färdigställda kontorsytor är nyckelfaktorer för att bestämma hyresnivån.

Webb & Tse (2000) analyserar sambandet mellan hyresnivåer och fastighetspriser mellan ett antal städer i Kina. De finner ett samband mellan priserna på de olika marknaderna men de finner varken samband mellan hyresutveckling och fastighetspriser städer sinsemellan eller mellan hyresnivåer städer emellan.

Small & Oluwoye (2000) analyserar tidigare arbeten som har haft som syfte att undersöka fastighetsmarknadens cykliskhet. De visar på tidigare regressionsmodellers tillkortakommanden och sammanställer efter detta en kvantitativ, icke-linjär algoritm. Med denna algoritm finner de starka samband mellan utbud, efterfrågan och hyresnivåer. Dock så betonar de att höga spekulativa priser har att göra med psykologiska effekter och inte med rationella förväntningar.

Witkiewicz (2002) använder sig av Hoedrick-Prescott (HP) filter på den svenska fastighetscykeln för att finna indikatorer för var på cykeln man befinner sig och på så sätt kunna planera bättre inför framtiden. Nyckelvariablerna för bedömning är enligt Witkiewicz; real BNP, disponibel inkomst, hushållens konsumtionsmönster och investeringar i nybyggnadsprojekt.

McDonald (2002) undersöker de ekonometriska modellerna som finns utvecklade för att kunna prediktera framtida utfall utifrån dagens fastighetscykel. Han finner att verktygen har blivit allt bättre och att rädslan för överbyggnation inte är lika överhängande numera, dock så konstaterar han att mycket är kvar att göra inom detta ämnesområde.

Tse & Fischer (2003) nyttjar tidigare utvecklade modeller för kontorshyresmarknaden och anpassar dessa för att även innehålla en parameter för den naturliga vakansgraden. Med hjälp av denna komponent förklarar de sedan dess stokastiska natur. De finner även att den naturliga vakansgraden skiljer sig åt, städer sinsemellan.

Slutsatsen som kan dras utifrån ovanstående artiklar är att vakansgraden är en bra indikator för vart på fastighetscykeln man befinner sig. Vidare så kan man sluta sig till att denna variabel påverkas av ett antal makro- och mikrofaktorer på både utbuds- och efterfrågesidan.

Vad är cykler

Många förlopp i vår omgivning, likväl som i ekonomin, är cykliska; soluppgång följs av solnedgång, högvatten av lågvatten, vår följs av sommar och sedan kommer hösten. Händelser upprepas åter och åter igen. Av samma anledning försöker man förklara fastighetsmarknadens utveckling som ett cykliskt förlopp med återkommande händelser.

"Förståelse för cykler och mer specifikt; förståelse, planering och utnyttjande av förutsägbara cykler avseende matförråden var av central betydelse för framväxten av jagande och samlade samhällen samt deras val av placering." Det är grundläggande att förstå att *"en cykel är en sekvens av händelser som upprepas"* (Miller (1997)). Att förstå händelser som mottagliga för upprepning hellre än att vara enstaka, slumpmässiga och icke-återkommande, är följaktligen avgörande när man kommer i kontakt med naturen, politik, ekonomi, affärsvärlden och investeringar.

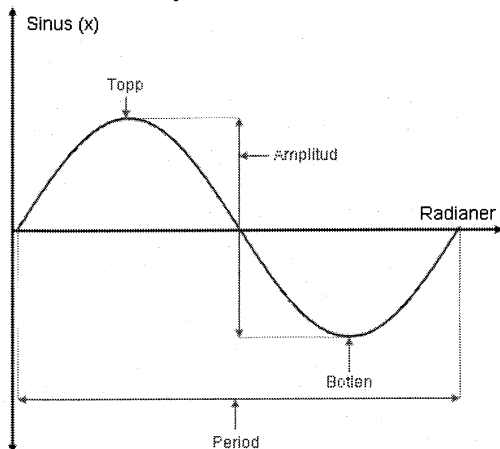
Begreppet och betydelsen av fastighetsekonomiska cykler var central för markekonomen Homer Hoyts arbete redan på 1930-talet (Hoyt (1933)). Hoyt lade grunden för den markekonomiska vetenskapsgrenen, vilken sedan utvecklades till en finansiell och en fastighetsekonomisk gren.

Hoyts arbete har följts av en lång rad andra analyser om fastighetsmarknadens cykliskhet. För att kunna förstå cykler och kunna analysera dem behövs det dock en grundläggande förståelse om cykler och den bakomliggande teorin.

Grundläggande cykelteori

Den grundläggande definitionen på en cykel kommer från fysiken och beskrivs av en sinusvåg, där perioden representeras av längden på en hel våg. Topp respektive botten är maximi- respektive minimipunkterna på vågen och amplituden är vågens höjd, se figur 1.

En cykels karakteristik



Figur 1 - En cykels karakteristik

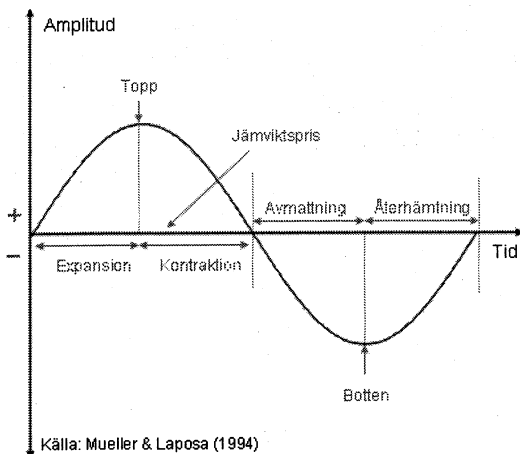
Fastighetscykeln

För att kunna förstå en fastighetscykel krävs det en definition, vilket ges av The Royal Institute of Chartered Surveyors (RICS, Report (1994)):

"Property cycles are recurrent but irregular fluctuations in the rate of all-property total return, which are also apparent in many other indicators of property activity, but with varying leads and lags against the all-property cycle."

Modellen för en fastighetscykel är en vidareutveckling av fysikens definition av en cykel (Mueller & Laposa (1994)), vilken nu innehållande fyra (4) faser, se figur 2.

Fastighetscykeln



Figur 2 - Fastighetscykeln

1. *Expansion*: Karakteriseras av ekonomisk uppgång, ökad andel sysselsatta, ökad produktion, ökad inkomst och ökande konsumtionsmöjligheter samt minskande vakanser, vilket leder till högre hyresnivåer. Investerare är mer optimistiska och investerar i projekt som förut ansågs som för riskfyllda, fler byggprojekt dras igång.
2. *Kontraktion*: Karakteriseras av hög sysselsättning och hög produktivitet, men med minskande ekonomisk tillväxt och stigande inflation. Vakanserna minskar fortfarande men inte i samma takt som innan och färre byggprojekt påbörjas.
3. *Avmattning*: Karakteriseras av ekonomisk nedgång med fallande efterfrågan på både varor och tjänster på grund av fallande sysselsättning samt stigande vakansgrader.
4. *Återhämtning*: Karakteriseras av hög arbetslöshet och osäkerhet bland investerare, marknaden bottenar ut och vänder långsamt uppåt igen för en ny cykel.

Då man refererar till fastighetscykelns jämviktspris menar man nivån som symboliserar den naturliga vakansgraden (Raymond & Fischer (2003)). Linjens ovansida karakteriseras av vakansnivåer under den naturliga jämvikten och nivåer på dess undersida av vakansnivåer högre än den naturliga jämvikten.

Utbuds- och efterfrågefunktionen

För att få ett grepp om fastighetsmarknaden och dess funktion behöver man veta hur utbud och efterfrågan samvarierar på marknaden. Stödet för denna teori finns i den grundläggande makroekonomin (Parkin, Powell & Matthews (2002)).

Vad man framförallt bör ha i åtanke är att utbudet på kort sikt är oelastiskt, utbudet går inte att förändra på kort sikt, oavsett pris så är utbudet konstant. Detta symboliseras i nedanstående figurer av en vertikal kurva, kallad SRS⁶. På lång sikt kan däremot utbudet förändras, man kan bygga nytt, vilket ökar stocken och man kan riva vilket minskar stocken. I nedanstående figur symboliseras utbudet på lång sikt av LRS-kurvan⁷. LRS-kurvan lutar snett uppåt eftersom mer kapital till branschen inducerar ett högre byggande och vice versa. I de följande figurerna visas även en kurva kallad AD⁸, vilken symboliserar marknads efterfrågan. Denna kurva lutar snett nedåt, utifrån de teoretiska grunderna om den avtagande marginalnyttan, där nyttan minskar med det stigande priset.

Då utbud och efterfrågan är i paritet uppstår en nivå, kallad jämviktsnivån. Karakteristiskt för en marknad med perfekt konkurrens är att priset tenderar att sträva mot en jämviktsnivå där utbud och efterfrågan är varandras identiska motparter. Om inte detta stämmer så kommer skillnaden att avspeglas i prisnivån; då efterfrågan är större än utbudet stiger priset samtidigt som vakanserna faller och vice versa.

Figur 3 symboliserar vad som händer då vi ökar efterfrågan på både kort och lång sikt. Ursprungligen befinner sig ekonomin i jämvikt, i punkt A. Efterfrågan på lokalyta stiger, vilket betyder att efterfrågekurvan, AD, flyttas uppåt och utåt, från AD₀ till AD₁. Hade utbudet på kort sikt kunnat förändras i samma takt som efterfrågan hade man hamnat i punkt C, i skärningen mellan LRS₀ kurvan och den nya AD-kurvan, AD₁. Problemet är dock att utbudet på fastighetsmarknaden inte kan förändras i samma takt som efterfrågan, utbudet på kort sikt är oelastiskt, därav den vertikala kurvan SRS₀. Därför hamnar man istället i punkt B, i skärningen mellan SRS₀ och AD₁. Prisnivån är högre, samtidigt som utbudet är oförändrat.

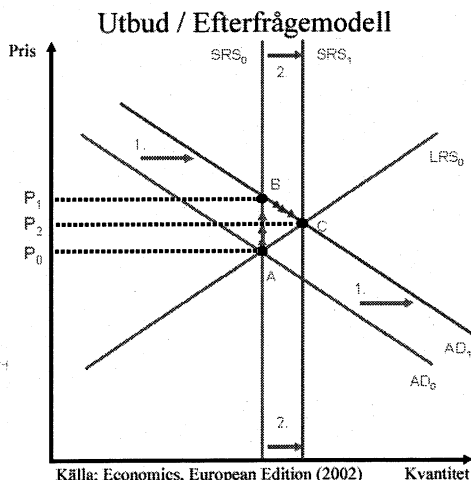
⁶ SRS = Utbud på kort sikt (Short Run Supply)

⁷ LRS = Utbud på lång sikt (Long Run Supply)

⁸ AD = Aggregerad efterfrågan (Aggregated Demand)

Utbudsförändringar på fastighetsmarknaden kan bara ske på lång sikt, det tar tid att planlägga och producera nya lokaler. För att få svar på vad som händer på marknaden på lång sikt får vi gå vidare med analysen utifrån figur 3.

Ursprungligen befinner sig ekonomin i jämvikt, i punkt A, samma punkt A tidigare. Efterfrågan på fastigheter stiger, vilket betyder att efterfrågekurvan, AD, flyttas uppåt och utåt, från AD_0 till AD_1 . Precis som tidigare hamnar man först i punkt B, men eftersom perspektivet nu är på lång sikt induceras att byggande, man följer AD_1 kurvan nedåt till skärningen med LRS_0 kurvan och punkt C. SRS kurvan skiftas utåt från SRS_0 till SRS_1 , den nya jämviktsnivån uppstår i punkt C, med en ökad prisnivå och fler lokaler på marknaden.



Figur 3 – Utbud/Efterfrågemodell

Kopplar man ihop utbuds- och efterfrågemodellen med modellen för cykler, så får man en modell som visar glappet mellan utbud och efterfrågan över tiden, detta visas i nästkommande stycke.

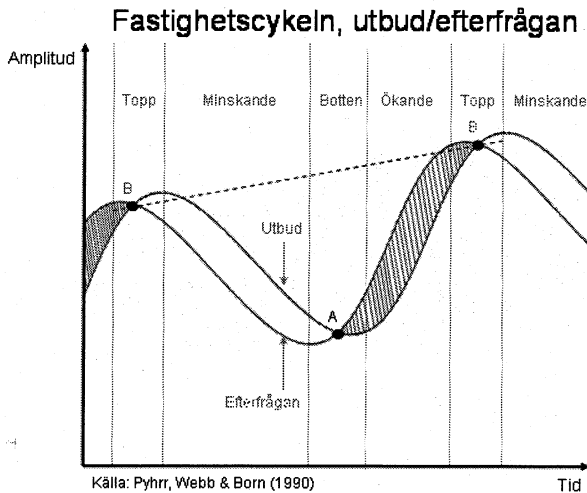
Utbuds- och efterfrågecykeln

En sammankoppling av utbuds- och efterfrågekurvan med fastighetscykeln resulterar i en teoretisk bild motsvarande figur 5 (Pyhr, Webb & Born (1990)), ur vilken man kan utläsa (Pritchett (1984), Wheaton (1987), Witten (1987)):

- I en växande ekonomi kommer uppgången, fälten märkta ökande och topp, alltid att vara större än nedgången, fälten märkta minskande och botten (sett i år).
- I en växande ekonomi kommer den långsiktiga trendlinjen, linjen mellan punkterna B, att vara stigande, både utbud och efterfrågan kommer att ha ökat över tiden. I en avmattad ekonomi inträffar det motsatta.
- Förändringar i utbud är mer volatila än förändringar i efterfrågan eftersom byggare och långivare är för optimistiska i en högkonjunktur, vilket leder till att utbudet stiger över efterfrågan. Samtidigt är de för pessimistiska i en lågkonjunktur, vilket leder till att utbudet faller under efterfrågan.
- Efterfrågecykeln leder utbudscykeln med en period. Den tidskrävande processen att planera och bygga gör det svårt för byggaren att påbörja projekten då marknaden har

behov av dem och gör det svårt för byggaren att stoppa dem då marknaden inte har behov av dem.

- Den bästa indikatorn på en cykels fas är ockupationsgraden. Absorptionsgraden når låga nivåer – höga vakanser i fasen kallad botten, där punkt A representerar vändningen. Därefter stiger den mot sitt maximum i punkt B, där absorptionsgraden är hög – vakanserna är låga.



Figur 4 - Utbuds- och efterfrågecykeln

Från teori till empiri

Ovanstående kapitel redogjorde för fastighetscykeln ur ett utbuds- och efterfrågeperspektiv samt ställde upp ett antal punkter, ur vilka man kunde dra slutsatsen att informationen på fastighetsmarknaden inte kommer alla tillhanda i den takt man kan önska - att det är ett glapp vad gäller informationen på marknaden. Vidare kunde man konstatera att ett antal mikro- och makrofaktorer samvarierar och påverkar utvecklingen av vakanssituationen. Nedan redogörs ekvationsmässigt för hur detta samband ser ut.

Under perfekt konkurrens, dvs. på en perfekt marknad är Utbudet (U) = Efterfrågan (E), se teoriavsnittet om utbuds- och efterfrågefunktionen. Detta gäller dock inte på lokalhyresmarknaden. Vi har här ett lag, det finns vakanser på marknaden, vilket kan uttryckas $Vakans (V) = Utbud (U) - Efterfrågan (E)$. Då vakanserna minskar signalerar detta till en investerare att efterfrågan är större än utbudet och att en investering är lönsam. Alternativkostnaden, räntan är då den faktor som avgör om en investering och en nybyggnation kan komma till stånd.

Genom ovanstående resonemang så blir Utbudet på kort sikt, $U = Stocken (S)$. Stocken, S , är en funktion av den nytillkomna ytan (n) och den yta som av någon anledning försvunnit (b) från marknaden, $S = f(n, b)$.

Vakanssituationen kan nu uttryckas som Vakans = Stock (S) – Efterfrågan (E). Efterfrågan (x, y, z), är en funktion av ett antal makro- och mikroekonomiska variabler, $f(x, y, z)$. Eftersom undersökningen är tidsberoende kommer variabeln tid (t), in i ekvationen, så efterfrågan uttrycks $E = f_t(x_t, y_t, z_t)$. Detta leder till att vakanserna, V , i tidpunkten t kan uttryckas som $V_t = S_t - E_t$.

Den skattade regressionsmodellen som kommer att analyseras i nästkommande kapitel beskrivs allmänt:

$$VG_t = \beta_0 + \beta_1 \times x_{1t} + \beta_2 \times x_{2t} + \dots + \beta_k \times x_{kt}$$

- VG_t är vakansgraden vid tidpunkten t
- β_0, \dots, β_k är skattade regressionskoefficienter
- x_{1t}, \dots, x_{kt} är värdet på de oberoende, förklarande variablerna vid tidpunkten t

Nästkommande empiriska kapitel kommer att beakta dessa slutsatser för att sedan undersöka dem med hjälp av olika tidsseriemodeller och på så sätt försöka verifiera dem för ett antal europeiska städer.

3. Empiri

Detta kapitel inleds med en kort bakgrund, följt av en redogörelse för hur de nyttjade variablerna har samlats in, definierats och använts. Efter detta följer ett modellantagande, en modelluppställning, ett analysavsnitt och till sist ett stycke med frågor som rör studiens tillförlitlighet.

Bakgrund

Studiens har utförts med så långa dataserier som möjligt, detta för att den ska kunna innehålla en hel fastighetscykel med alla dess fyra komponenter; expansion, kontraktion, avmatning och återhämtning. Syftet är att analysera fördröjningarna på lokalhyresmarknaden, att finna hur stort tidsglappet är från det att konjunkturen går upp respektive ned tills det att lokalhyresmarknaden gör det samma.

Ingående variabler – en definition

Alla ingående variabler har om möjligt samlats in på årsvis basis. Då detta inte varit möjligt har de samlats in med tätare intervall och därefter aggregerats till denna nivå.

Nedanstående modeller är beräknade och baserade på följande variabler:

Variabelnamn	Betydelse	Förklaring
VG_t	Vakansgrad	Uttrycks som kvoten mellan vakansen och stocken vid tidpunkten t , presenteras i procentform
PR_t	Regional population	Antalet invånare i den undersökta staden vid tidpunkten t
SR_t	Regional sysselsättning	Antalet arbetande individer invånare i den undersökta staden vid tidpunkten t
GDP_t	Bruttonationalprodukt	Landets bruttonationalprodukt vid tidpunkten t
RF_t	Riskfria räntan	Landets riskfria ränta vid tidpunkten t
I_t	Inflation	Inflationen vid tidpunkten t
GI_t	Generalindex	Ett uttryck för landets konjunktur vid tidpunkten t

Samtliga ingående variabler

De ingående offentliga variablerna är inhämtade ifrån försörjningsbalansen i nationalräkenskaperna, beräknade av Statistiska Centralbyrån (SCB) i Sverige och av National Statistics för London. För både Amsterdam och Haag har Statistics Netherlands använts och slutligen, för Hamburg och Frankfurt så har Federal Statistical Office Germany nyttjats. Inflationssiffror har inhämtats från Eurostat och indexserier har tagits ifrån Yahoo! Finance. Analysdata sträcker sig från 1990 till 2002.

Vakansdata från Jones Lang LaSalle

Vakansdata från Jones Lang LaSalle AB består av mätpunkter på årsvis basis. Dessa mätpunkter innefattar A-, B- och C⁹-lägen på kontor ned på delmarknadsnivå. De större fastighetsägarna för respektive region är de som innefattas av undersökningen och av dessa, deras fastigheter med kriterierna:

⁹ A, B och C läge motsvarar olika lägen inom en stad där A är bäst, följt av B och sist C

- Minst 50 % av ytan skall vara kontor, dock minst 1000 kvm kontor, eller
- Minst 5000 kvm kontor i fastigheten
- Ytan ska enbart innehålla kontorsyta

Den undersökta stocken motsvarar en övervägande del av det totala beståndet. Genom att sedan applicera den undersökta stockens resultat på det totala beståndet fås ett resultat som väl avspeglar verkligheten; man förutsätter att den undersökta stocken är representativ för hela beståndet.

Vakansen mäter den totala mängden kontorsyta som för tillfället finns ledig på delmarknaden. Siffrorna innefattar nytillskott, före detta uthyrda ytor och andrahandsuthyrningar.

Stocken motsvarar den totala mängden kontorslokaler som finns på marknaden. Den innefattar både kommersiella och icke-kommersiella lokaler, struktururomvandlade kontor och kontor som är en del av en större lokal.

Vakansgraden är kvoten mellan vakansen och stocken, uttryckt som en procentuell andel.

Regional population

För respektive undersökt stad har befolkningsutvecklingen inhämtats. Anledningen är att en ökad population torde leda till lägre vakanser då fler personer efterfrågar varor och tjänster och på så sätt driver upp efterfrågan vilket genererar en högre sysselsättning.

Regional sysselsättning

Istället för arbetslöshet som vanligen används som konjunkturvariabel används sysselsättning. Denna variabel har fördelen gentemot arbetslöshet då begreppet sysselsättning är ett vidare begrepp och fångar fler förändringar på arbetsmarknaden. Exempelvis ingår inte personer i arbetsmarknadspolitiska åtgärder eller förtidspensionerade individer i arbetslöshetsstatistiken, men de syns i sysselsättningsstatistiken.

Syftet med att använda den regionala sysselsättningen är att fler anställda torde leda till lägre vakanser. Ett problem som dock kan påpekas är att sysselsättningen redovisas på en aggregerad nivå – en total sysselsättning för regionen. Anledningen till att inte en mer specificerad sysselsättning nyttjas i undersökningen är att dessa siffror inte är tillgängliga.

Bruttonationalprodukt

Bruttonationalprodukten, BNP, är ett mått på landets ekonomiska aktivitet. BNP mäter marknadsvärdet på alla färdiga varor och tjänster som produceras i ett land under ett år. En ökning av BNP över tiden är detsamma som en ekonomisk tillväxt, ett mått på ökad välfärd.

BNP för respektive land är deflaterad, antingen med BNP-deflatorn eller med inflationen, detta för att dessa två oberoende variabler inte ska stjäla förklaringskraft från varandra.

Kling & McCue (1987) samt Jaffe (1994), använder sig av denna variabel för att förklara nybyggnation respektive den svenska fastighetskrisen. Av samma anledning tas den med för att användas för att prediktera vakansgraden.

Riskfri ränta

Den riskfria räntan ingår i undersökningen eftersom den visar alternativkostnaden för investeringar. När det gäller val av vilken ränta som skall representera den riskfria räntan finns det alltid argument för både korta och långa löptider. Denna uppsats handlar dock ej om denna problemställning och därför väljs helt enkelt tremånaders statsskuldsväxlar.

Den riskfria räntan är även den justerad med inflationen, räntan som används är den reala räntan, där inflationen har tagits bort.

Jaffe (1994) respektive Liang (1996), använder sig av den riskfria räntan som en sambandsvariabel för att förklara vakanssituationens utveckling. Denna variabel kommer även här att ingå.

Inflation

Inflation är en successiv ökning av den allmänna prisnivån. När priserna ökar får man mindre varor för samma mängd pengar, vilket innebär att pengarna minskar i värde.

Konsumentprisindex (KPI) mäter hur priserna utvecklas i genomsnitt av alla de varor och tjänster som konsumenterna köper. Den procentuella förändringen av KPI från ett år till ett annat används som ett mått på inflation. Ett annat mått som kan användas för att mäta inflation är BNP-deflatorn, vilket är den term som används för att göra om real BNP till nominell BNP.

Liang (1996), anser att inflationsmättet är en bra variabel för att konstruera modeller för vakanssituationen. Av samma själ då som nu används denna faktor.

Generalindex

För att mäta ett lands genomsnittliga kursutveckling på respektive marknadsplats så används ett generalindex. Indexen är uppbyggda på olika vis, men antas ändå avspegla respektive lands marknadsutveckling.

Affärsvärldens generalindex, AFGX, är Sveriges äldsta index och startades 1937. Indexet är brett och mäter den genomsnittliga kursutvecklingen på Stockholmsbörsen. Det är därför en lämplig måttstock för svenska aktieportföljers kursutveckling. De flesta svenska fondförvaltare väljer att jämföra med detta index. Indexet är förmögenhetsviktat vilket innebär att varje akties vikt står i proportion till dess börsvärde. *AMX index* är det index som representerar den holländska ekonomins största börsnoterade företag, därför nyttjas detta index för de holländska städerna. *CAC 40* är det index som används på franska börsen för att mäta utvecklingen på aktiemarknaden för de 40 största företagen på Frankrike. *Deutsche Aktienindex, DAX*, är Tysklands aktieindex för de 30 största tyska företagen noterande på Frankfurtbörsen. *DAX index* är ett totalavkastningsindex som mäter både avkastning och utdelning. *The UK FTSE ALL Share Indices* är designat för att mäta och replikera prestandan på Storbritanniens börsnoterade företag. Indexet är byggt för att ge investerare ett omfattande och kompletterande set av indicier för att mäta prestandan på aktiemarknaden.

Analysverktyg

I realiteten är inte den cykliska marknaden en så vacker och sinusformad kurva som den matematiska beskrivningen säger. Detta är vad modellantagandet ska visa på och analysera, att det finns en fördröjning gentemot den övriga konjunkturen.

En förutsättning och ett huvudantagande för att kunna göra en studie och en modelluppbyggnad av detta slag är att vakanssituationen styr hyresnivån och inte tvärt om. Ett flertal empiriska studier visar på att så också är fallet¹⁰. Då detta antagande är gjort kommer inte heller hyresnivån vara en ingående variabel i ekvationen för att beräkna vakansen.

För att skapa en fungerande ekonometrisk modell över vakanssituationen har ett antal regressionsmodeller skattats:

1. *Ursprungsmodell*

Först skattas en ursprunglig modell, där alla oberoende variabler får prediktera den beroende variabeln. Indata är helt obearbetad.

Om modellen autokorrelerar¹¹ går man vidare till steg 2 och skattar en differensmodell.

2. *Differensmodell*

Två differensmodeller skattas, där alla ursprungliga variabler i modellen ingår, men de har gjorts stationära¹² av första eller andra ordningen.

Om en oberoende variabel idag påverkar vakansen i morgon går man vidare med att skatta en modell med lag¹³.

3. *Modell med lag*

Förändringar i de förklarande variabelerna kan förväntas påverka vakanserna ett antal perioder senare, detta kan prövas genom att använda den oberoende variabeln med en tidsförskjutning på den beroende variabeln. En tidsförskjutning på en eller flera perioder läggs in på varje oberoende variabel för att se om ett högre skattningsvärde på modellen uppstår. Modellen med högst förklaringsvärde väljs och redovisas.

Om modellen beror på förväntningar så skattas en autoregressiv modell¹⁴.

4. *Autoregressiv modell*

En autoregressiv modell innebär att en variabels värde idag delvis beror på tidigare observerade värden, att modellen är en förväntningsmodell. Autoregressiva modeller av första ordningen prövas.

5. *Stegvis regressionsmodell*

Då variabler kan stjäla förklaringskraft från varandra används stegvis regression¹⁵.

Man utgår från den ursprungliga modellen, därefter plockas oberoende variabler med lägst t-värde¹⁶ successivt bort. Analysen stannar vid den statistiskt bästa modellen.

De olika regressionsmodellerna har skattats för respektive land, men textanalysen har endast utförts i sin helhet för Stockholm. För de andra städerna har endast skillnaderna påtalats, detta för att du som läsare inte ska se studien som rent mekanisk.

I modellanalysen nedan är en del värden markerade, detta betyder att värdena uppfyller uppsatta villkor på en eller annan punkt och de kommer därefter att behandlas i texten. Grå rutor betyder att inga indata existerar för den givna parametern¹⁷.

¹⁰ Häribland Pritchett (1984)

¹¹ Se Appendix I om autokorrelation

¹² Se Appendix I om stationära serier

¹³ Se Appendix I om lag

¹⁴ Se Appendix I om autoregressiva modeller

¹⁵ Se Appendix I om stegvis regression

¹⁶ Se Appendix II om T-test

¹⁷ Regional sysselsättning finns ej tillgängligt för Amsterdam, Haag och London

Studiens tillförlitlighet

Det primära problemet vad gäller studiens tillförlitlighet är antalet mätpunkter som finns tillgängliga för in- respektive utdata¹⁸. För att skatta en bra modell krävs det långa serier för att kunna presentera bra och robusta resultat. Vidare krävs det att serierna delas i två separata delar, där den ena delen används till modellering och den andra delen till validering. Då endast 13 mätpunkter finns tillgängliga finns ej möjlighet till denna validering.

Ett problem som tidigare har påtalats vid studier av detta slag är förändringen av kontorsyta per anställd. Enligt tidigare studier är sysselsättningen en styrande faktor för att mäta vakanssituationen, men variabeln yta per anställd är en faktor som i viss mån motverkar denna. Slutsatsen enligt Witalis & Kelly (2000), är att antalet anställda inom sektorn "New Media Company" inte avgör det faktiska behovet av lokalyta, utan det är företagets förmåga att betala för ytan som styr. Problemet har även i tidigare studier påvisats, däribland av Jaffe (1994), som finner att variabeln kontorsyta per anställd är en av de viktigare faktorerna för att mäta vakansgraden.

En följd av detta resonemang är att företag kan sitta med överytor beroende på nuvarande ekonomiska klimat eller beroende på viss framförhållning. Med detta menas att företagen har större lokaler än vad de har behov av för tillfället och att de, innan de expanderar på nya ytor, först fyller sina inneboende vakanser. Dock kan man se att allt mer andrahanduthyrningar förekommer och att allt mer av statistiken som samlas in även innehåller andrahandsuthyrningar. Detta likväl som tidigare redovisade problem skapar osäkerhet för en studie av detta slag.

För att komma till rätta med ovan nämnda problem skulle en enkätstudie behöva göras, där ett antal företag tillfrågas om antalet anställda samt deras kontorsyta för att därmed kunna få fram en kvot, men detta är utanför detta examensarbets ämnesområde och vidd.

Ett annat problem som kan uppstå är att ingående variabler i studien ej sträcker sig över en tillräckligt lång tidsperiod eller att det ej finns tillräckligt med mätpunkter. Detta torde ej vara ett problem eftersom städerna i studien delvis har valts utifrån antalet observerade år.

Ett ytterligare problem är att kontrakt som tecknas normalt sett löper på minst tre år, vilket ger en fördröjning på hyres- och vakansutvecklingen. Men eftersom denna studie görs på en aggregerad nivå så torde detta inte inverka särskilt mycket på studien. Kontrakten i sig tar även viss tid att teckna, man ska annonsera lokal, visa den för ett antal potentiella hyresgäster, komma fram till ett pris och en kontraktslängd. Detta tar enligt praxis allt emellan 3-9 månader vilket också innebär en fördröjning.

Det är ett problem att jämföra olika delmarknader för olika länder sinsemellan eftersom olika länder har olika ram- och regelverk¹⁹. Det hade varit bättre och tydligare att jämföra olika städer inom ett och samma land. Dock var detta omöjligt eftersom längre tidserier för städer förutom Stockholm i Sverige ej fanns tillgängliga och det samtidigt föll sig naturligt att ha med en Svensk stad i undersökningen.

¹⁸ Från början vara undersökningen baserad på kvartalsvis data från och med kvartal 1 1990 till och med kvartal 2 2003, men eftersom både oberoende och beroende data ej finns tillgänglig på kvartalsvis basis har undersökningen istället fått göras på årsvis basis. Detta har inneburit att man tappat 51 mätpunkter.

¹⁹ Avdragsregler, bolagsskatter, inflation, regional politik, skatteregler, socialavgifter osv.

Ursprungsmodell

Stad / Variabel	Amsterdam		Frankfurt		Haag		Hamburg		London		Stockholm	
	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,255	-0,464	-0,349	-0,587	-0,767	-1,364	0,178	0,275	-0,856	-2,695	-4,749	-1,04;
PR _t	3,953*10 ⁻⁷	0,489	6,592*10 ⁻⁷	0,736	2,059*10 ⁻⁶	1,562	-5,92*10 ⁻⁸	-0,107	-2,255*10 ⁻⁷	3,835	4,151*10 ⁻⁶	1,25;
SR _t			-9,49*10 ⁻⁷	-1,415			-1,35*10 ⁻⁷	-0,244			-2,12*10 ⁻⁶	-2,89;
BNP _t	3,497*10 ⁻⁷	1,834	3,230*10 ⁻⁵	1,583	-2,21*10 ⁻⁷	-1,198	8,556*10 ⁻⁶	0,596	-7,03*10 ⁻⁷	-4,393	-3,97*10 ⁻⁷	-0,57;
RF _t	0,103	0,223	-0,992	-1,544	-0,889	-2,357	-1,196	-1,979	-0,290	-0,895	2,640	2,21;
I _t	-0,654	-0,796	0,358	0,323	0,718	0,872	-0,372	-0,651	-0,786	-6,214	4,051	2,30;
GI _t	-1,87*10 ⁻⁴	-4,088	-2,13*10 ⁻⁵	-3,654	-4,29*10 ⁻⁵	-0,849	-7,40*10 ⁻⁶	-1,485	-3,30*10 ⁻⁵	-3,550	0,000	-0,58;
R ²		0,859		0,922		0,691		0,865		0,977		0,79;
R ² _(adj)		0,759		0,845		0,470		0,730		0,961		0,58
F-värde		8,555		11,891		3,132		6,419		59,432		3,77;
DW-test		1,744		2,649		1,879		2,289		2,175		1,69;
N		13		13		13		13		13		1;

Ursprungsmodell

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,79, vilket skall tolkas som att cirka 79 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagits till antalet frihetsgrader, är 0,58, vilket motsvarar att modellen förklarar 58 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Detta tyder på att de problem som kan uppstå med icke-stationära serier ej är markanta i denna modell. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 1,698. Modellen som helhet passerar inte F-testet, det kritiska värdet som måste överstigas är 4,28 och modellen redovisar ett resultat på 3,776, modellen godkännes således inte utifrån detta kriterium.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde > |2,45|) finner man att den regionala sysselsättningen påverkar utvecklingen av vakanssituationen. Om den regionala sysselsättningen steg med 10 000 individer skulle vakansgraden minska med 0,0212 procent.

Vad som bör noteras under ursprungsmodellen är antalet signifikanta variabler för London; interceptet, den regionala populationen, bruttonationalprodukten, inflationen och generalindex påverkar alla utvecklingen av vakansgraden. Ett signifikant intercept är detsamma som att en naturlig vakansgrad existerar, för denna Londonmodell så uppgår nivån till -0,856, vilket innebär ett underskott motsvarande 0,85 procent av stocken. Om den regionala populationen steg med 10 000 individer skulle vakansgraden minska med 0,0225 procent. För bruttonationalprodukten så innebär en ökning av denna med 10 000 kronor en minskning av vakansgraden med 0,0703 procent. Ökar inflationen med 1 procent så minskar vakanserna med 0,8 procent. Om generalindex stiger med 100 punkter så faller vakanserna med 0,0303 procent.

För både Hamburg och Haag saknas signifikanta oberoende variabler.

Förstadifferensen

Stad / Variabel	Amsterdam		Frankfurt		Haag		Hamburg		London		Stockholm	
	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde
Intercept	0,012	0,465	0,038	2,737	0,038	2,190	0,017	0,756	0,018	1,242	0,046	0,54
PR _t	-5,80*10 ⁹	-0,004	7,773*10 ⁻⁷	0,947	1,609*10 ⁻⁶	1,539	-2,63*10 ⁻⁷	-0,325	-2,70*10 ⁻⁷	2,053	-1,59*10 ⁻⁶	-0,32
SR _t			-2,24*10 ⁻⁶	-3,923			-1,42*10 ⁻⁷	-0,258			-1,58*10 ⁻⁶	-2,21
BNP _t	-1,87*10 ⁻⁷	-0,137	-9,56*10 ⁻⁵	-1,895	-2,23*10 ⁻⁶	-2,243	-4,00*10 ⁻⁵	-0,484	-1,61*10 ⁻⁶	-2,364	7,198*10 ⁻⁸	0,13
RF _t	0,388	0,526	1,139	1,384	0,489	0,889	-0,100	-0,117	-0,059	-0,162	1,070	1,29
I _t	-0,996	-1,258	3,080	2,768	-0,527	0,850	0,315	0,271	-0,236	-0,478	2,015	1,60
GI _t	1,70*10 ⁻⁴	-2,802	-1,68*10 ⁻⁵	-3,524	-5,36*10 ⁻⁵	-1,149	-6,77*10 ⁻⁶	-1,081	-3,31*10 ⁻⁵	-2,330	-2,44*10 ⁻⁵	-0,09
R ²		0,653		0,919		0,661		0,544		0,904		0,65
R ² (adj)		0,365		0,821		0,379		-0,002		0,824		0,24
F-värde		2,263		9,415		2,344		0,996		11,299		1,58
DW-test		1,779		1,905		2,831		1,968		2,415		1,18
N		12		12		12		12		12		1

Förstadifferensen

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,66 vilket ska tolkas som att cirka 66 procent av variationen i förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagit till antalet frihetsgrader är 0,24, vilket motsvarar att modellen förklarar 24 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Detta säger att modellen kan förkastas utifrån detta kriterium. Modellen passerar ej heller F-testet, det kritiska värdet som måste överstigas är 4,39 och modellen värde är 1,582. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 1,183.

Det justerade R² värdet för Hamburg uppvisar ett negativt resultat vilket är det samma som att modellen förklarar noll procent av förändringen i vakansgraden med de ingående oberoende variabler.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde > |2,57|) finner man att ingen oberoende variabel själv påverkar vakansgraden.

Förstadifferensmodellen för Frankfurt uppvisar många statistiskt signifikanta variabler; interceptet, den regionala sysselsättningen, inflationen och generalindex påverkar alla utvecklingen av förändringen i vakansgraden. För Frankfurt och denna modelluppställning så ligger den naturliga vakansgraden på 3,8 procent. Om den regionala sysselsättningen skulle öka med 10 000 individer så skulle vakansgraden minska med 0,0224 procent, en ökning av generalindex med 10 000 enheter medföra en minskning av vakansgraden med 0,168 procent. Vidare så påverkar även inflationen så till vida att en enprocentig ökning av inflationen ger en ökning av vakansgraden med 3,080 procent.

Andradifferensen

Stad / Variabel	Amsterdam		Frankfurt		Haag		Hamburg		London		Stockholm	
	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde
Intercept	0,007	1,191	0,002	0,858	0,001	0,147	-0,003	-0,520	-0,005	-1,000	0,005	0,605
PR _t	$2,14 \cdot 10^{-6}$	1,303	$1,100 \cdot 10^{-6}$	1,786	$1,829 \cdot 10^{-6}$	0,825	$-2,25 \cdot 10^{-6}$	-1,753	$6,601 \cdot 10^{-7}$	2,268	$3,148 \cdot 10^{-7}$	0,099
SR _t			$-2,78 \cdot 10^{-6}$	-8,534			$-8,88 \cdot 10^{-8}$	-0,235			$-1,90 \cdot 10^{-6}$	-3,465
BNP _t	$-1,97 \cdot 10^{-6}$	-1,105	$-5,11 \cdot 10^{-5}$	-1,593	$-2,89 \cdot 10^{-6}$	-1,294	0,000	-1,951	$-1,02 \cdot 10^{-6}$	-1,358	$3,804 \cdot 10^{-7}$	1,186
RF _t	0,430	0,875	0,572	1,241	0,396	0,599	1,385	1,444	-0,252	-0,784	0,430	1,132
I _t	-1,042	-1,795	2,709	4,629	-0,551	-0,707	2,158	1,565	-0,316	-0,690	1,193	1,987
GI _t	$-1,55 \cdot 10^{-5}$	-0,204	$-1,18 \cdot 10^{-5}$	-3,485	$-4,72 \cdot 10^{-5}$	-0,555	$-4,26 \cdot 10^{-6}$	-0,619	$-6,05 \cdot 10^{-5}$	-2,293	$1,853 \cdot 10^{-5}$	0,139
R ²		0,561		0,967		0,453		0,596		0,858		0,806
R ² _(adj)		0,123		0,914		-0,093		-0,006		0,717		0,514
F-värde		1,280		19,368		0,829		0,990		6,056		2,763
DW-test		2,168		0,900		2,795		1,741		1,891		0,928
N		11		11		11		11		11		11

Andradifferensen

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,80 vilket ska tolkas som att cirka 80 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av denna modell. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagit till antalet frihetsgrader är 0,51, vilket motsvarar att modellen förklarar 51 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 0,928. Modellen förklaras ej av F-värdet, vilket i detta fall är 2,763 och det kritiska värdet säger större än 6,16.

För både Hamburg och Haag så uppvisar modellerna negativa justerade R² värden vilket är det samma som att modellen förklarar noll procent av förändringen i vakansgraden med de ingående oberoende variablerna.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde > |2,78|) finner man att den regionala sysselsättningen påverkar utvecklingen

av vakanssituationen. Om den regionala sysselsättningen steg med 10 000 individer skulle vakansgraden minska med 0,0190 procent.

Överlag så uppvisar andradifferensen få oberoende signifikanta variabler, det är endast Frankfurtmodellen som har mer än en oberoende signifikant variabel.

Den regionala sysselsättningen, inflationen och generalindex påverkar alla utvecklingen av vakanssituationen för Frankfurt. Om den regionala sysselsättningen skulle öka med 10 000 individer så skulle vakansgraden minska med 0,0278 procent, på samma sätt så skulle en ökning av generalindex med 1000 enheter medföra en minskning av vakansgraden med 0,0118 procent. Vidare så påverkar även inflationen så till vida att en enprocentig ökning av inflationen ger en ökning av vakansgraden med 2,709 procent.

Lag modell 1

Ekvationen för lag modell 1 har framställts genom att välja ut respektive variabel efter sitt starkaste t-värde, förutom i de fall då förväntat tecken har varit fel. Med fel menas att det förväntade tecknet har varit det omvända.

För Stockholm²⁰ betyder detta att generalindex har valts med ett års fördröjning ($t = -1,146$) istället för tre års fördröjning ($t = 2,404$). Detta eftersom ett ökande generalindex torde medföra att vakanserna minskar och ej det omvända.

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-3,605	-1,412
PR _t	$2,482 \cdot 10^{-6}$	1,331
SR _t	$3,930 \cdot 10^{-8}$	0,108
BNP _{t-1}	$-4,03 \cdot 10^{-7}$	-1,015
RF _{t-2}	0,597	1,262
I _t	3,808	6,447
GI _{t-1}	-0,001	-2,367

R ²	0,952
Justerat R ²	0,881
F-värde	13,359
N	11
DW-test	2,073

Lag modell 1 Stockholm

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,95, vilket skall tolkas som att cirka 95 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagits till antalet frihetsgrader är 0,88, vilket motsvarar att modellen förklarar 88 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 2,073. Modellen som helhet passerar F-testet, det kritiska värdet som måste överstigas är 6,16 och modellen redovisar ett resultat på 13,359, modellen godkännes således utifrån detta kriterium.

²⁰ se Appendix III, Laggade värden Stockholm

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde $> |2,78|$) finner man att inflationen påverkar utvecklingen av vakanssituationen. Om inflationen steg med 1 procent skulle vakansgraden stiga med 3,808 procent.

Lag modell 1 för Amsterdam²¹ har fyra signifikanta variabler som påverkar utvecklingen av vakanssituationen; BNP, inflation, den riskfria räntan och generalindex. Om bruttonationalprodukten steg med 10 000 kronor så skulle vakansgraden stiga med 0,02 procent. Den riskfria räntan påverkar vakansgraden på så vis att en enprocentig räntehöjning ökar vakanserna med 0,6 procent. Om inflationen steg med en procent skulle vakanserna stiga med 1,2 procent. Slutligen så påverkar generalindex utvecklingen av vakansgraden, 1000 punkters ökning av generalindex minskar vakanserna med 0,9 procent.

För London²² så har lag modell 1 stött på liknande problem som för Stockholm, den riskfria räntan uppvisar olika tecken för två respektive tre års fördröjning. Det förväntade tecknet är negativt, därför har räntan med tre års fördröjning valts till modellen.

För London finner man att interceptet, den regionala populationen och bruttonationalprodukten är signifikanta. Eftersom interceptet är signifikant så finns det en naturlig vakansgrad, här på -1,786 procent, motsvarande ett underskott på 1,8 procent av stocken. Övriga signifikanta variabler för London tolkas på samma vis som för Stockholm.

²¹ se Appendix III, Laggade värden Amsterdam

²² se Appendix III, Laggade värden London

Lag modell 2

Ekvationen för lag modell 2 har framställts genom att välja ut respektive variabel efter sitt starkaste t-värde. Då flera starka t-värden med omvänts tecken existerar tas båda dessa termer med, detta för att se vad summan av koefficienten blir.

För Stockholm²³ betyder detta att två stycken termer med regional sysselsättning ingår i modellen, varav den ena är fördröjd med tre år (t = 2,460) och den andra är ofördröjd (t = -2,895).

Variabel	Koefficient	t-värde	R ²	Justerat R ²	F-värde	N	DW-test
Intercept	-2,258	-0,414	0,955	0,799	6,110	10	1,664
PR _t	-1,397*10 ⁻⁶	0,320					
SR _t	-7,72*10 ⁻⁸	-0,069					
SR _{t-3}	3,011*10 ⁻⁷	0,356					
BNP _{t-1}	-1,74*10 ⁻⁷	-0,202					
RF _{t-2}	0,632	0,943					
I _t	3,109	1,281					
GI _{t-1}	-0,001	-1,414					

Lag modell 2 Stockholm

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,96, vilket skall tolkas som att cirka 96 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagits till antalet frihetsgrader är 0,80, vilket motsvarar att modellen förklarar 80 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 1,664. Modellen som helhet passerar ej F-testet, det kritiska värdet som måste överstigas är 19,4 och modellen redovisar ett resultat på 6,110.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde > |4,30|) finner man att ingen av de oberoende variablerna påverkar utvecklingen av vakanssituationen.

En summering av koefficienterna till den regionala sysselsättningen ger inte det resultat man kan förvänta sig. En ökad sysselsättning resulterar i en ökad vakansgrad med $3,78 \cdot 10^{-7}$ procentenheter per person. Resultatet bör begrundas eftersom en ökad sysselsättning borde leda till minskade vakanser och inte det omvända.

Lag modell 2 för Amsterdam²⁴ innehåller två stycken termer med inflation, varav den ena är fördröjd med ett år (t = 7,435) och den andra är ofördröjd (t = -0,796), detta eftersom de båda har starka t-värden samtidigt som de har olika tecken.

Utifrån analyserade t-värden för Amsterdam (kritiskt värde > |3,18|) finner man att den ofördröjda inflationen och generalindex påverkar utvecklingen av vakanssituationen. Om inflationen steg med en procent avspeglas detta i vakanserna som stiger med 1,3 procent. Stiger generalindex med 1000 enheter minskar vakanserna med 0,849 procent.

En summering av koefficienterna till inflationen ger det resultat man kan förvänta sig. En ökad inflation resulterar i en ökad vakansgrad med 1,482 procent.

²³ se Appendix III, Laggade värden Stockholm

²⁴ se Appendix III, Laggade värden Amsterdam

För Frankfurt²⁵ så innehåller lag modell 2 två stycken termer med generalindex, varav den ena är fördröjd med två år ($t = 5,333$) och den andra är ofördröjd ($t = -3,654$).

Då analysen vidtas utifrån t-värden för Frankfurt (kritiskt värde $> |4,30|$) finner man att ingen av de oberoende variablerna påverkar utvecklingen av vakanssituationen.

En summering av koefficienterna till generalindex ger inte det resultat man kan förvänta sig. Ett ökande generalindex ökar vakansgraden med $9,30 \cdot 10^{-7}$ procentenheter per procent. Resultatet bör begrundas eftersom ett ökande index torde leda till minskade vakanser och vice versa.

Lag modell 2 för Haag²⁶ inkluderar två termer med den regionala populationen, den ena fördröjd med ett år ($t = 1,689$) och den andra med två år ($t = -1,343$).

Utifrån analyserade t-värden (kritiskt värde $> |3,18|$) finner man att ingen av de oberoende variablerna påverkar utvecklingen av vakanssituationen.

Summeras koefficienterna till den regionala populationen fås ej det resultat man kan förvänta. En ökad population med 1000 individer resulterar i en minskad vakansgrad med 0,114 procent och inte det omvända.

²⁵ se Appendix III, Laggade värden Frankfurt
²⁶ se Appendix III, Laggade värden Haag

Hamburg²⁷ uppvisar ett resultat liknande Frankfurt, generalindex uppvisar starka t-värden med omvända tecken. Modellen innehåller generalindex med ett ($t = -1,877$) respektive tre ($t = 2,618$) års fördröjning.

Då t-värderna analyseras för Hamburg (kritiskt värde $> |4,30|$) finner man att ingen av de oberoende variablerna påverkar utvecklingen av vakanssituationen.

De båda koefficienterna till generalindex är negativa, detta leder till det förväntade resultatet; att ett ökande generalindex resulterar i minskande vakanser.

För London²⁸ så uppvisar den riskfria räntan starka t-värden med olika tecken. I lag modell 2 så ingår räntan med två ($t = 2,516$) respektive tre ($t = -1,468$) års fördröjning.

Analys av t-värden (kritiskt värde $> |3,18|$) ger vid handen att bruttonationalproduktens utveckling avspeglas på generalindex så till vida att om BNP stiger med 10 000 kronor så faller generalindex med 0,140 procent.

En summering av koefficienterna till den riskfria räntan ger inte det resultat man kan förvänta sig. En ökad ränta resulterar i en ökad vakansgrad med 0,303 procent. Resultatet bör begrundas eftersom en ökad ränta borde leda till minskade vakanser och ej det omvända.

²⁷ se Appendix III, Laggade värden Hamburg
²⁸ se Appendix III, Laggade värden London

Lag modell 3

Lag modell 3 bygger på samma princip som lag modell 2; Ekvationen för respektive stad har framställts genom att välja ut variabler efter starkaste t-värde. Då flera starka t-värden med omvänt tecken existerar för samma variabel tas båda dessa termer med, detta för att se vad summan av koefficienten blir.

För Stockholm²⁹ betyder detta att två stycken termer med generalindex ingår i lag modell 3, varav den ena är fördröjd med tre år och den andra med ett år.

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-4,809	-1,215
PR _t	$2,895 \cdot 10^{-6}$	1,056
SR _t	$3,803 \cdot 10^{-7}$	0,299
BNP _{t-1}	$-2,72 \cdot 10^{-7}$	-0,477
RF _{t-2}	0,969	1,087
I _t	5,395	1,952
GI _{t-1}	-0,001	-1,679
GI _{t-3}	-0,001	-0,600

R ²	0,960
Justerat R ²	0,819
F-värde	6,810
N	10
DW-test	2,558

Lag modell 3 Stockholm

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,96, vilket skall tolkas som att cirka 96 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagits till antalet frihetsgrader är 0,82, vilket motsvarar att modellen förklarar 82 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 2,558.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde > |4,30|) finner man att ingen av de oberoende variablerna påverkar utvecklingen av vakanssituationen.

De båda oberoende variablerna med generalindex säger enligt koefficienten att ett ökat generalindex ger minskande vakanser och vice versa, vilket är vad man kunnat förvänta.

Lag modell 3 för Haag³⁰ innehåller två stycken termer med generalindex, varav den ena är ofördröjd (t = -0,849) och den andra är fördröjd med ett år (t = 0,441), detta eftersom de båda har starka t-värden samtidigt som de har olika tecken.

Utifrån analyserade t-värden för Haag (kritiskt värde > |3,18|) finner man att generalindex utan fördröjning påverkar utvecklingen av vakansgraden. Ökar generalindex med 100 enheter minskar vakansgraden med 0,125 procent.

En summering av koefficienterna till generalindex ger det resultat man kan förvänta sig, ett ökande generalindex ger minskande vakanser och vice versa.

Även London³¹ uppvisar liknande resultat; generalindex med ett (t = -4,110) respektive tre (t = 2,995) års fördröjning uppvisar starka t-värden med växlande tecken och även här ger en summering av koefficienterna till generalindex vad man kan förvänta; Om generalindex stiger med 1000 kronor så faller vakanserna med 0,504 procent.

³⁰ se Appendix III, Laggade värden Haag

³¹ se Appendix III, Laggade värden London

²⁹ se Appendix III, Laggade värden Stockholm

Första ordningens autoregressiva modell

Första ordningens autoregressiva modell motsvarar lag modell 1 för respektive stad, men med skillnaden att en autoregressiv term, $AR(1)$ nu också ingår i modellen. Syftet är att se om modellen är autoregressiv eller ej.

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-3,899	-2,235
PR_t	$2,556 \cdot 10^{-6}$	2,010
SR_t	$2,985 \cdot 10^{-7}$	1,102
BNP_{t-1}	$-4,51 \cdot 10^{-7}$	-1,664
RF_{t-2}	0,344	1,011
I_t	3,356	7,535
GI_{t-1}	0,000	-2,996
$AR(1)$	0,315	2,370

R^2	0,983
Justerat R^2	0,945
F-värde	25,471
N	11
DW-test	2,216

AR(1) Stockholm

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R^2 , är lika med 0,98, vilket skall tolkas som att cirka 98 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R^2 värdet, där hänsyn har tagits till antalet frihetsgrader är 0,95, vilket motsvarar att modellen förklarar 95 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 2,216. Modellen som helhet passerar F-testet, det kritiska värdet som måste överstigas är 8,89 och modellen redovisar ett resultat på 25,471, modellen godkännes således utifrån detta kriterium.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde $> |3,18|$) finner man att inflationen påverkar utvecklingen av vakanssituationen. Om inflationen steg med 1 procent så skulle vakanserna stiga med 3,356 procent.

För Amsterdam³² finner man att inflationen och generalindex påverkar utvecklingen av vakanssituationen. Om inflationen steg med en procent avspeglas detta i vakanserna som stiger med 1,2 procent. 1000 punkters ökning av generalindex motsvarar en vakansminskning på 0,959 procent. Den autoregressiva termen är ej signifikant.

Första ordningens autoregressiva modell för Haag³³ uppvisar en signifikant ränteterm och ett signifikant generalindex. Om den riskfria räntan stiger med 1 procent så kommer vakanserna minska med 0,816 procent. Vidare så leder ett stigande generalindex till att vakanserna faller. 100 punkters ökning av generalindex minskar vakansgraden med 0,142 procent.

³² se Appendix III, Laggade värden Amsterdam

³³ se Appendix III, Laggade värden Haag

Stegvis regression

Stad / Variabel	Amsterdam		Frankfurt		Haag		Hamburg		London		Stockholm	
	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde	Koefficient	t-värde
Intercept	0,013	0,616	0,170	11,107	-1,071	-2,495	0,101	8,182	-0,911	-2,965	-2,230	-2,52
PR _t					2,746*10 ⁻⁶	2,756			2,308*10 ⁻⁷	3,994	2,422*10 ⁻⁶	3,47
SR _t												-4,46
BNP _t	3,454*10 ⁻⁷	4,151			-2,52*10 ⁻⁷	-3,273			-6,85*10 ⁻⁷	-4,369		3,15
RF _t			-1,992	-7,823	-0,484	2,037	-1,390	-6,781	-0,806	-6,547	2,878	3,56
I _t									-3,47*10 ⁻⁵	-3,871		
GI _t	-1,77*10 ⁻⁴	-6,844	-1,38*10 ⁻⁵	-5,977			-4,85*10 ⁻⁶	-2,601				
R ²		0,834		0,863		0,587		0,836		0,974		0,76
R ² _(adj)		0,800		0,835		0,450		0,803		0,962		0,64
F-värde		25,049		31,416		4,267		25,513		76,024		6,50
DW-test		1,836		2,947		1,652		2,385		2,304		1,62
N		13		13		13		13		13		1

Stegvis regression

Stockholmsmodellens determinationskoefficient, R², är lika med 0,77, vilket skall tolkas som att cirka 77 procent av förändringarna i vakansgraden förklaras av modellen. Det justerade R² värdet, där hänsyn har tagits till antalet frihetsgrader är 0,65, vilket motsvarar att modellen förklarar 65 procent av vakansförändringen med hänsyn tagen till antalet frihetsgrader. Durbin-Watsonstestet ger ett resultat på 1,626. Modellen som helhet passerar F-testet, det kritiska värdet som måste överstigas är 3,84 och modellen redovisar ett resultat på 6,508, modellen godkännes således utifrån detta kriterium.

kontorslokaler, motsvarande 2,2 procent av stocken. Om den regionala populationen minskar med 10 000 individer skulle vakansgraden minska med 0,0242 procent. För den regionala sysselsättningen så innebär en ökad sysselsättning med 10 000 individer en minskad vakans med 0,0242 procent. Vidare så påverkar den riskfria räntan utvecklingen av vakansgraden, ökar räntan med 1 procent så stiger vakanserna med 2,9 procent. Slutligen så påverkar även inflationen utvecklingen av vakanserna. Om inflationen stiger med 1 procent så skulle vakanserna öka med 4,745 procent.

Utifrån analyserade t-värden för Stockholm (kritiskt värde > |2,31|) finner man att interceptet, den lokala populationen, den lokala sysselsättningen, den riskfria räntan och inflationen alla påverkar utvecklingen av vakansgraden. Att interceptet är signifikant är det samma som att en naturlig vakansgrad finns, här uppgående till -2,2 procent. Detta innebär att ett naturligt underskott finns på

I fyra fall av sex möjliga så påverkar generalindex utvecklingen av vakansgraden vid stegvis regression och i fem av de sex fallen så är interceptet signifikant, vilket motsvarar att en naturlig vakansgrad existerar för de olika städerna.

4. Slutsats

Syftet med denna studie har dels varit att försöka påvisa att det finns en fördröjning på lokalhyresmarknaden gentemot den övriga konjunkturen, dels att påvisa att generalindex är en god faktor för att mäta utvecklingen av vakansgraden.

Med hjälp av ett antal uppställda prediktionsmodeller har dessa två teser försökt att verifieras och resultatet av studien är följande:

- Stegvis regression leder till olika modeller för olika städer, dock med höga förklaringsgrader och flera signifikant oberoende variabler.
- Generalindex är en lämplig oberoende variabel för att prediktera utfallet av vakansgraden. Ett starkt stöd återfinns för detta i flera av de olika modellerna; generalindex är i många fall signifikant och modellerna som sådana genererar höga förklaringsgrader.
- Utfallet av laggingarna tyder på att marknaden ej är så trögrörlig som tesen förutsatt, snarare är den relativt effektiv; endast prediktionsmodeller för Amsterdam och Haag uppvisar signifikanta oberoende förklaringsstermer. Dock är generalindex en signifikant term för dessa båda städer så tesen får häri stöd.
- En naturlig vakansgrad existerar för flera av de undersökta städerna.
- Vakanserna är inte en funktion av sig själva; ingen autoregressivitet föreligger.

Resultat Amsterdam

För Amsterdam kan slutsatsen dras att generalindex är en signifikant påverkandevariabel på vakansgraden i ursprungsmodellen och i differensmodellerna. I den autoregressiva modellen är både inflationen och generalindex signifikanta variabler.

Alla laggade modeller uppvisar höga förklaringsgrader samtidigt som flera av de oberoende termerna är signifikanta, häribland generalindex. Detta tyder på att tesen om fördröjning på lokalhyresmarknaden är sann för Amsterdam

Den stegvisa regressionsmodellen ledde fram till en modell där förändringen i vakansgraden förklaras till 83 procent av variablerna BNP och generalindex. Detta kan ses som en aning märkligt, båda är egentliga index för välfärdsutvecklingen och torde därför ta förklaringskraft från varandra.

Resultat Frankfurt

För Frankfurt kan slutsatsen dras att ingen laggad modell fungerar särskilt bra, inga oberoende variabler med tidsfördröjning spelar in på vakansgraden. Vid försök med en autoregressiv term gav inte heller detta utslag, vakanserna i Frankfurt är inte beroende av tidigare vakanser.

Den ursprungliga modellen förklarar förändringen i vakansgraden till 92 procent med hjälp av de oberoende variablerna. Här är generalindex signifikant, som den tidigare uppställda hypotesen säger.

De båda differensmodellerna har höga förklaringsgrader, samtidigt påverkar den regionala sysselsättningen, inflationen och generalindex utvecklingen av vakansgraden. I modellen med förstadifferensen talar siffrorna för att Frankfurt har en naturlig vakansgrad motsvarande 3,8 procent. Att generalindex även här påverkar utfallet av vakansgraden talar för den uppställda tesen.

Den stegvisa regressionen ledde till en modell innehållande interceptet, den riskfria räntan och generalindex. Att interceptet även här är signifikant tyder på att det existerar en naturlig vakansgrad i Frankfurt, vidare påvisar resultatet att generalindex ingår i modellen vilket ger stöd för den uppställda tesen.

Resultat Haag

För Haag kan slutsatsen dras att ursprungsmodellen, differensmodellerna och två av de tre laggade modellerna ej innehåller några signifikant förklarande variabler. Detta innebär att modellerna inte är särskilt bra. För den tredje laggade modellen så påvisar ett ofördröjt generalindex signifikant påverkan på vakansgraden. Den uppställda tesen om generalindex påverkan får härmed stöd.

Den autoregressiva modellen påvisar att den riskfria räntan och generalindex påverkar utvecklingen av vakanssituationen.

Försök med stegvis regression ledde fram till en modell där interceptet, den lokala populationen och bruttonationalprodukten påverkade utvecklingen av vakansgraden.

Resultat Hamburg

För Hamburg kan slutsatsen dras att ursprungsmodellen, differensmodellerna, de laggade modellerna och den autoregressiva modellen ej innehåller några signifikant förklarande variabler. Detta innebär att modellerna inte är särskilt bra.

Den stegvisa regressionen ledde fram till en modell där interceptet, den riskfria räntan och generalindex påverkar utvecklingen av vakansgraden. Interceptet påvisar återigen att en naturlig vakansgrad existerar för Hamburg. Att generalindex statistiskt sett påverkar utvecklingen av vakansgraden talar för att den uppställda tesen kan verifieras.

Resultat London

Varken den autoregressiva modellen eller differensmodellerna innehåller signifikanta variabler vilket betyder att modellerna som sådana inte är särskilt bra på att prediktera utfallet av vakansgraden.

Den ursprungliga modellen förklarar förändringen i vakansgraden till 98 procent med de oberoende variablerna. Interceptet, den regionala populationen, bruttonationalprodukten, inflationen och generalindex är alla signifikanta i modellen. Återigen påvisar resultaten att en naturlig vakansgrad existerar samt att den uppställda tesen angående generalindex stämmer.

Försök med laggade värden för London föll ej väl ut, de signifikanta variablerna i modellerna var ej många. Resultaten påvisar dock att BNP är en styrande faktor samt att en naturlig vakansgrad existerar.

Då stegvis regression utfördes på modellen framstod ett resultat i stort sett motsvarande ursprungsmodellen, dock med skillnaden att den riskfria räntan plockades bort utifrån t-värdes bedömningen. Förklaringsgraden för modellen uppgick till 97 procent.

Resultat Stockholm

Inte heller för Stockholm ger laggade värden ett utslag i modellen som kan anses som bra. Andelen förklarande variabler i modellerna är lågt, dock är förklaringsgraden för modellen som helhet hög, men F-värden å andra sidan är låga. Den enda signifikanta oberoende variabeln som framträder är inflationen.

För den autoregressiva modellen framstår ett snarlikt resultat med de laggade värdena, inflationen är en signifikant variabel, förklaringsgraden till modellen är hög, även F-värdet är godkänt.

De båda differensmodellerna har låga förklaringsgrader och få signifikanta variabler. Slutsatsen som kan dras är att serierna är stationära redan från början.

Försök med stegvis regression ledde fram till en modell där förändringen i vakansgraden förklaras till 77 procent av variablerna intercept, lokal population, lokal sysselsättning, riskfri ränta och inflation. Att interceptet återigen är signifikant påvisar att en naturlig vakansgrad existerar. Vad som är negativt är att generalindex har sållats bort från modellen utifrån de uppställda kriterierna.

5. Litteratur- och källförteckning

Referenslitteratur

- Andersson, G., (1994): *Regressions- och tidsserieanalys med och utan datorstöd*, Studentlitteratur, Lund, ISBN 91-44-19872-8, 1994.
- Blom, G., Holmquist, B., (1998): *Statistikteori med tillämpningar*, Studentlitteratur, Lund, ISBN 91-44-00323-4, 1998.
- Gallagher, M., Wood, A., (1999): Fear of overbuilding in the office sector: How real is the risk and can we predict it?, *Journal of Real Estate Research*, Vol 17:1/2, Sid. 3-32, 1999.
- Green, R., Malpezzi, S., Barnes, W., (1998): Developing Confidence Intervals for Office Market Forecasts, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 16, Sid. 75-90, 1998.
- Hamilton, J., (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press, ISBN 06-91-04286-9, 1994.
- Hoyt, H., (1933): *One Hundred Years of Land Values in Chicago*, Chicago IL, University of Chicago Press, 1933.
- Hysom, J., Crawford, P., (1997): The Evolution of Office Building Research, *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 2, Sid. 145-157, 1997.
- Jaffe, D. M., (1994): *Den Svenska Fastighetskrisen*, SNS Förlag, ISBN 91-7150-555-5, Stockholm, 1994.
- Kling, J., McCue, T., (1987): Office Building Investment and the Macroeconomy: Empirical Evidence, 1973-1985, *Real Estate Economy*, Vol. 15:3, Sid. 234-256. 1987.
- Körner, S., Wahlgren, L., (1996): *Praktisk statistik*, Studentlitteratur, Lund, ISBN 91-44-00084-7, 1996.
- Körner, S., Wahlgren, L., (2000): *Statistisk Dataanalys*, Studentlitteratur, Lund, ISBN 91-44-01236-5, 2000.
- Liang, Y., (1996): *A Theory of the U.S. Office Market Cycle*, 1996.
- Lindgren, G., Rootzén, H., (1994): *Stationära stokastiska processer*, Lunds Universitet, Lund, 1994.
- Miller, M. K., (1997): Cycles and Time, *Exploring*, Vol. 21:1, 4, 1997.
- Mueller, G. R., Laposa, S. P., (1994): *Evaluating Real Estate Markets Using Cycles Analyses*, Paper presented at the American Real Estate Society Annual Meeting, Santa Barbara, CA, 1994.
- Parkin, M., Powell, M., Matthews, K., (2002): *Economics: European Edition*, fifth edition, Addison-Wesley, ISBN 0273 658131, Sid. 44-151, 2002.
- Pritchett, C. P., (1984): Forecasting the Impact of Real Estate Cycles on Investment, *Real Estate Review*, Vol. 13:4, Sid. 85-89, 1984.
- Pyhrr, S. A., Webb, J. R., Born, W. L., (1990): Analyzing Real Estate Asset Performance during Periods of Market Disequilibrium under Cyclical Economic Conditions, a Framework for Analysis, *Research in Real Estate*, JAI Press, Vol. 3, Sid. 75-106, 1990.

- Pyhrr, S. A., Roulac, S. E., Born, W. L., (1999): Real Estate Cycles and their strategic Implications for Investors and Portfolio Managers in the Global Economy, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 18:1, Sid. 7-68, 1999.
- Raymond, Y. C., Fischer, D., (2003): Estimating Natural Vacancy Rates in Office Markets Using a Time-Varying Model, *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 11:1, Sid. 37-45, 2003.
- Royal Institute of Chartered Surveyors (RICS) Report, (1994): *Understanding the Property Cycle*, Main Report, *Economic Cycles and Property Cycles*, London, Sid. 127, 1994.
- Small, G., Oluwoye, J., (2000): *The Significance of Debt, Human Nature and the Nature of Land and Real Estate Cycles*, University of Technology, Sydney, Australia, 2000.
- Thompson, R., Tsolacos, S., (2000): Projections in the Industrial Property Market using a Simultaneous Equation System, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 19:1, Sid. 165-188, 2000.
- Tse, R., Fischer, D., (2003): Estimating Natural Vacancy Rates in Office Markets Using a Time-Varying Model, *Journal of Real Estate Literature*, Vol. 11:1, Sid. 37-45, 2003.
- Webb, J., Tse, R., (2000): Regional comparison of office prices and rentals in China: Evidence from Shanghai, Guangzhou and Shenzhen, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 6:2 , Sid. 141-151, 2000
- Wennerström, P. (2000): *Developing of a Forecast Model and an Econometric analysis of the Stockholm Office Market*, Kungliga Tekniska Högskolan, Stockholm, Sweden, 2000.
- Wheaton, W. C., (1987): The Cyclic Behaviour of the National Office Market, *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, Vol. 15:4, Sid. 281-299, 1987.
- Wheaton, W. C., Torto, R., Evans, P., (1997): The Cyclic Behavior of the Greater London Office Market, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 15, Sid. 77-92, 1997.
- Wheaton, W. C., (1999): Real Estate "Cycles": Some Fundamentals, *Real Estate Economics*, Vol. 27:2, Sid. 209-230, 1999.
- Witalis, K., Kelly, J., (2000): *The Real Estate Requirements of New Media Companies. A Case Study of Stockholm*, Jones Lang LaSalle, European Research, 2000.
- Witkiewicz, W., (2002): The Use of the HP-filter in Constructing Real Estate Cycle Indicators, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 23:1, Sid. 65-87, 2002.
- Witten, R. G., (1987): Riding the Inflation Cycle, *Real Estate Today*, August, Sid. 42-48, 1987.

Elektroniska källor

Eurostat, 2003-07-01

<http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-catalogue/EN?catalogue=Eurostat>

Federal Statistical Office Germany, 2003-07-01

http://www.destatis.de/e_home.htm

National Statistics, 2003-07-01

<http://www.statistics.gov.uk/>

Statistics Netherlands, 2003-07-01

<http://www.cbs.nl/en/>

Statistiska Centralbyrån, 2003-07-01

<http://www.scb.se>

Yahoo! Finance, 2003-07-01

<http://finance.yahoo.com/>

Appendix I – Regressionsanalys

Kapitlet om regression är en konklusion av följande litteratur; Regressions- och tidsserieanalys med och utan datorstöd³⁴, Statistikteori med tillämpningar³⁵, Time Series Analysis³⁶, Praktisk statistik³⁷, Statistisk Dataanalys³⁸ och Stationära stokastiska processer³⁹, alla fritt sammanfattade och sammanförda.

Enkel linjär regression

En enkel linjär regressionsmodell visar på sambandet mellan två variabler, x och y , där den ena variabeln påverkar den andra variabeln genom ett linjärt samband. Den påverkande variabeln, x , anges som förklarande och oberoende variabel, medan variabeln y anges som förklarad och beroende variabel. Desto högre korrelation är mellan x och y , desto bättre blir förutsägelsen utifrån regressionslinjen. Regressionsmodellen skrivs som ”räta linjens ekvation”:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 * x_i + \varepsilon_i \quad (A1.1)$$

Beteckningen β_0 anger linjens intercept, dvs. det värde som y har då linjen skär y -axeln vid $x = 0$. Linjens lutning anges av riktningskoefficienten, β_1 . Observationerna kommer att mer eller mindre följa linjen, så observationsvis kan regressionen skrivas med en felterm. Feltermen eller residualen utgör observationens avvikelse från den räta linjen i y -led, vilken betecknas ε_i och representerar felet i mätprocessen.

Villkor för linjär regression

För att kunna använda sig av ovanstående linjära regressionsmodell krävs det att man gör följande antaganden:

1. *Inga specifikationsfel*: Man måste försäkra sig om att den teoretiska modell som kommer till uttryck i regressionsekvationen är adekvat, detta gäller särskilt:
 - a. Linjärt förhållande mellan x och y .
 - b. Inga relevanta variabler har uteslutits.
 - c. Inga irrelevanta variabler har tagits med.
2. *Inga mätfel*: Om mätfel finns så kommer estimaten att vara behäftad med dessa och då får man validitetsproblem.
3. *För feltermen ε_i skall gälla*:

- a. Att det förväntade värdet för feltermen (residualen) för varje observation är lika med noll.

$$\text{Dvs. } E(\varepsilon_i^2) = 0 \quad (A1.2)$$

- b. Homoskedasticitet: att variansen för feltermen (residualen) är konstant för alla värden på x .

$$\text{Dvs. } E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (A1.3)$$

³⁴ Andersson (1994)

³⁵ Blom & Holmquist (1998)

³⁶ Hamilton (1994)

³⁷ Körner & Wahlgren (1996)

³⁸ Körner & Wahlgren (2000)

³⁹ Lindgren & Rootzén (1994)

c. Att ingen autokorrelation föreligger, vilket innebär att residualerna är okorrelerade.

$$\text{Dvs. } E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, (i \neq j) \quad (\text{A1.4})$$

d. Att ε_i är normalfördelad.

$$\text{Dvs. } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{A1.5})$$

Multipel linjär regression

Ofta beror den variabeln vi är intresserade av på mer än en variabel. Det kan finnas flera oberoende variabler som innehåller information om variabeln som vi försöker prediktera eller förstå, vilket innebär att vi har en multipel regression. Regressionsmodellen för en beroende variabel, y , med k stycken oberoende variabler, x_1, x_2, \dots, x_k skrivs:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 * x_{i1} + \beta_2 * x_{i2} + \dots + \beta_k * x_{ik} + \varepsilon_i \quad (\text{A1.6})$$

- β_0 är det förväntade värdet på y då alla x -variabler är noll
- β_1 anger hur mycket y i genomsnitt ökar eller minskar då x_1 variabeln ökar med en enhet medan övriga x -variabler är oförändrade
- β_k anger hur mycket y i genomsnitt ökar eller minskar då x_k variabeln ökar med en enhet medan övriga x -variabler är oförändrade
- ε_i betecknar den stokastiska slump termen

I en geometrisk bild kan vi bara beskriva en modell med tre variabler, en beroende variabel och två oberoende, men det finns inget som hindrar att man lägger till ännu fler oberoende variabler i regressionsmodellen.

Ordinary Least Square

Den metod som används för att skatta vakanserna med hjälp av de förklarande variablerna benämns Ordinary Least Square, OLS⁴⁰. Metoden visar hur förändringen i en beroende variabel kan skattas med hjälp av förändringen i en eller flera oberoende variabler.

Regressionsmodellen som skattas beskrivs enligt följande:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 * x_{1t} + \dots + \beta_k * x_{kt} + e_t, \quad t = 1, \dots, n \quad (\text{A1.7})$$

- y_t är den beroende variabeln vid tidpunkten t
- $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ är de skattade regressionskoefficienterna
- x_{1t}, \dots, x_{kt} är värdet på de oberoende, förklarande variablerna vid tidpunkten t
- e_t är skattningen av slumpfelet, ε_t , vid tidpunkten t ,
- parametrarna $y_t, x_{1t}, \dots, x_{kt}$ måste vara stationära

Enkelt sätt kan man säga att de lodräta avvikelserna, residualerna⁴¹, mellan de observerade y -värdena och den skattade regressionslinjen minimeras enligt minsta kvadratmetoden.

⁴⁰ På svenska, Minsta Kvadratmetoden, MK-metoden

⁴¹ $e_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 * x_{1t} - \dots - \beta_k * x_{kt}$

Autokorrelation

I en tidsserie, y_t , $t = 1, \dots, T$, förekommer det ofta samband mellan utfallen vid olika tidpunkter. Sambandet mellan y_t och y_{t-h} kallas för autokorrelation för lag h . Denna brukar betecknas ρ_k och definieras:

$$\rho_k = \frac{E[y_t - E(y_t)][y_{t-h} - E(y_{t-h})]}{\sqrt{E[y_t - E(y_t)]^2 [y_{t-h} - E(y_{t-h})]^2}} \quad (\text{A1.8})$$

Förekomsten av autokorrelation kan kontrolleras bland annat genom ett Durbin-Watsons d -test⁴² som prövar hypotesen om på varandra följande störningstermer är korrelerade. Man kan även se om tidsserier innehåller autokorrelerande termer genom att plotta residualerna mot tidsvariabeln. Residualerna bör då vara oberoende av tiden – vilket betyder att man inte ska kunna skönja något mönster.

Laggade värden

Eftersom förändringar i de förklarande variablerna kan antas påverka vakanserna ett antal perioder senare kommer även värden bakåt i tiden att testas i modellen. Om värdet på en oberoende variabel, x , påverkar den beroende variabeln, y , med en tidsförskjutning, *lag*, på ett år används serien x_{t-1} för att förklara y . Anledningen till att perioden $t-1$ används är för att undersökningen görs på årsvis basis.

Autoregressiva modeller

De flesta tidsserier innehåller spår av beroende variabler. Med en autoregressiv modell skattas det linjära sambandet mellan residualserien och dess laggade värden upp till lag av ordningen p . Ekvationen för den generella modellen med p stycken partiella autokorrelationer skrivs $AR(p)$ ⁴³ och uttrycks:

$$x_t = \xi + \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + \phi_3 x_{t-3} + \dots + e_t \quad (\text{A1.9})$$

- ξ är en konstant (intercept)
- ϕ_i är de autoregressiva modellparametrarna
- e_t är residualens felterm vid tidpunkten t

Med detta menas att varje observation utgörs av en slumpfelskomponent, e_t , och en linjär kombination av tidigare observationer.

Partiell autokorrelation

I en tidsserie förekommer det ibland att sambandet mellan två variabler, x_t och x_{t-1} egentligen orsakas av en tredje variabel, x_{t-2} . För att kontrollera detta beräknas den partiella autokorrelationen mellan x_t och x_{t-1} givet mellanliggande laggar. Den partiella autokorrelationen betecknas ρ_{kk} .

⁴² Se Appendix II om förklaringsstermer

⁴³ AR från engelskan Autoregressive

Stationära serier

Då modellen skattas med hjälp av tidsseriedata så måste respektive serie prövas för stationaritet då regression med ickestationära variabler kan ge "falsk regression"⁴⁴. Med stationaritet menas att medelvärdet för en serie är konstant över tiden.

En tidsserie, y_t , är stationär om den uppfyller följande tre villkor:

- Väntevärdet för y_t , $E(y_t)$, är oberoende av tiden, t.

$$\text{Dvs. } E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu \quad (\text{A1.10})$$

- Variansen för y_t , $V(y_t)$ är konstant och oberoende av tiden, t.

$$\text{Dvs. } E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma^2 = \gamma_0 \quad (\text{A1.11})$$

- Kovariansen mellan y_t och y_{t-s} , $Cov(y_t; y_{t-s})$ är en funktion av (t-s) men inte av s.

$$\text{Dvs. } E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad (\text{A1.12})$$

Det tredje villkoret innebär att kovariansen mellan observationerna i serien är en funktion endast av hur långt ifrån varandra de är i tiden, inte när i tidserien de har observerats. T ex innebär detta att en tidserie tillåts innehålla säsongsvariation, men säsongsvariationens storlek ska vara konstant över tiden.

För en stationär tidsserie gäller att slumpfelet, ε_t , kan beskrivas som vitt brus. Med vitt brus menas att:

- Väntevärdet för slumpfelet är noll.

$$\text{Dvs. } E(\varepsilon_t) = 0 \quad (\text{A1.13})$$

- Väntevärdet för det kvadrerade slumpfelet vid tidpunkten t eller t-k är lika med väntevärdet för tidsseriens varians.

$$\text{Dvs. } E(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_{t-k}) = \sigma^2 \quad (\text{A1.14})$$

- Väntevärdet för produkten av två slumpfel är lika med noll samt oberoende av var i tidsserien de observeras.

$$\text{Dvs. } E(\varepsilon_t * \varepsilon_{t-k}) = E(\varepsilon_{t-s} * \varepsilon_{t-s-k}) = 0 \quad (\text{A1.15})$$

Om dessa krav inte uppfylls är den aktuella tidsserien ickestationär vilket gör att regressionsresultat inte är pålitliga vid hypotesprövningar och att påvisade samband mellan tidsserierna kan bero på falsk regression.

För att undersöka huruvida respektive serie är stationär så används ett Dickey-Fuller, DF, test. Testet utgår ifrån en modell där serien y_t bestäms enligt:

$$y_t = \rho \times y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A1.16})$$

Där värdet på y vid tidpunkten t genom regression relateras till värdet på y föregående period y_{t-1} och där ε_t är en felterm. Om $\rho = 1$ har tidsserien en enhetsrot⁴⁵ vilket innebär att den är icke-stationär.

⁴⁴ Eng. spurious regression

⁴⁵ eng. unit root

Testvärdet beräknas på samma sätt som traditionella t-test⁴⁶, men om serien är icke-stationär kan inte de vanliga t-tabellerna tillhandahålla kritiska värden. I stället används värden först framtagna av David Dickey och Wayne Fuller, därav namnet på testet. Det beräknade testvärdet kallas då t varvid testet även går under namnet t-test.

Om testet ovan påvisar att en serie är att betrakta som icke-stationär så måste den göras stationär. Detta görs genom att beräkna dess förstadifferens, vilken uttrycks som:

$$z_t = y_t - y_{t-1} \quad (\text{A1.17})$$

- z_t är förstadifferensen för tidpunkten t , $t = 1, 2, \dots, T$
- y_t är värdet för originalserien i tidpunkten t
- y_{t-1} är värdet för originalserien i tidpunkten $t-1$

Därefter kan man återigen göra DF-testet som ovan. Om Y nu är stationär så är serien integrerad av första ordningen. Serien sägs därmed följa en $I(1)$ process. Generellt gäller att en serie som måste differentieras d gånger för att bli stationär är $I(d)$. Med andra ord är en stationär serie $I(0)$.

⁴⁶ En variabls t-kvot är lika med dess skattade koefficient delat med dess standardfel

Appendix II - Terminologi

T-test

Ett hypotestest prövar det linjära sambandet mellan den beroende och någon av de oberoende variablerna. Med hjälp av hypotestestet testas nollhypotesen $H_0 : \beta_0 = 0$, dvs. att variabeln ifråga inte har någon effekt på den beroende variabeln. Den uppställda hypotesen prövas mot ett kritiskt värde, nedan redovisat, och om teststorheten är större än det kritiska värdet kan nollhypotesen förkastas, vilket är vad vi önskar. I studien används ett 95 procentigt konfidensintervall och för respektive antal frihetsgrader⁴⁷ redogörs de kritiska värdena:

f	$\alpha = 0.05$
1	12,71
2	4,30
3	3,18
4	2,78
5	2,57
6	2,45
7	2,36
8	2,31
9	2,26
10	2,23
11	2,20

F-test

Ett F-test innebär att man gör ett hypotestest av det linjära sambandet mellan den beroende och de oberoende variablerna i modellen. Hypotestestet ger svar på hypotesen $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$, dvs. om modellen som helhet inte förklaras av de ingående variablerna. Dvs. nollhypotesen önskar vi förkasta. I studien används ett 95 procentigt konfidensintervall och för respektive antal frihetsgrader⁴⁸ redogörs de kritiska värdena:

$F(f_1, f_2)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242
2	18,5	19,0	19,2	19,2	19,3	19,3	19,4	19,4	19,4	19,4
3	10,1	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85	8,81	8,79
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,77	4,74
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,64
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,44	3,44	3,39	3,35
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,14
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,98

⁴⁷ frihetsgrader = $f = (n - p - 1)$

⁴⁸ frihetsgrader = $f = [p, (n - p - 1)]$

R²

R² representerar ekvationens determinationskoefficient, ekvationens förklaringsgrad. Desto högre värde på R² desto större är förklaringsgraden. Ett R² värde på 0,91 betyder att variationen i de oberoende variablerna till 91 procent förklarar variationen i den beroende variabeln.

R²_{adj}

Det justerade R²-värdet är i stort sett detsamma som det vanliga R² värdet förutom att det tar hänsyn till och justerar för antalet frihetsgrader i modellen.

Durbin Watson test

Durbin Watson test prövar om det finns ett samband mellan residualerna i tidsserien. Ett samband mellan residualerna är det samma som att tidsserien autokorrelerar. Testet lämnar värden mellan 0 och 4, där värden nära 2 är önskvärda. För att räkna ut d-värdena används följande ekvation:

$$d = \frac{(\sum (e_t - e_{t-1}))^2}{\sum (e_t)^2} \quad (A2.1)$$

Stegvis regression

Då stegvis regression nyttjas för att välja ut de oberoende variablerna som ska ingå i den slutliga prognosmodellen används stegvis borttagning från en generell modell där alla förklaringsvariabler ingår. I varje steg tas sedan variabeln med lägst absolut t-värde bort och modellen skattas åter igen. Den stegvisa borttagningen fortsätter tills alla återstående variabler har t-värden med absolutvärdet större än det uppsatta kritiska värdet.

Appendix III – Källdata, korrelation och laggade värden

I nedanstående tabeller återfinns ursprungsdata respektive korrelationsmatriser för de undersökta städerna.

En stjärna i tabellen betyder att korrelationen är signifikant på 5-procent nivån, två stjärnor att sambandet är signifikant på 1-procent nivån. Grå fält i tabellerna betyder att ursprungsdata saknas för variabeln i fråga.

Amsterdam

År	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Riskfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
1990	6,4	695 162		237 620,488	6,18	2,5	151,2317
1991	5,7	702 444		248 592,054	6,08	3,2	150,5079
1992	8	713 407		258 209,302	6,15	3,2	157,8335
1993	8,3	719 856		266 317,739	4,22	2,6	173,5575
1994	8	724 096		279 685,798	2,37	2,8	215,7458
1995	7,1	722 230		296 597,645	2,47	1,9	235,5496
1996	4,7	718 119		308 881,373	1	2	359,8758
1997	3,4	715 148		326 541,096	1,14	2,2	562,2856
1998	2	718 151		347 249,020	1,45	2	693,54
1999	2,8	727 053		366 376,102	0,86	2,1	603,2109
2000	2,7	731 288		393 246,334	2,1	2,3	637,2597
2001	4,8	734 594		408 692,381	4,26	5	495,4706
2002	10,6	735 526		429 612,560	3,32	3,5	401,3736
S: A	74,500	9 357 074		4 167 621,891	65,080	31,800	4 837,442
Medel	5,731	719 774		320 586,299	5,006	2,446	372,1109
Std. Dev	2,511	11 270		61 431,468	2,685	1,063	197,2407

Källdata Amsterdam

Variabel	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Riskfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
V _g (%)	1	,022		-,233	,505	,337	-,740(**)
P _r	,022	1		,843(**)	-,509	,280	,528
S _r							
BNP	-,233	,843(**)		1	-,492	,288	,774(**)
R _r (%)	,505	-,509		-,492	1	,527	-,715(**)
i (%)	,337	,280		,288	,527	1	-,146
GI	-,740(**)	,528		,774(**)	-,715(**)	-,146	1

Korrelationsmatris Amsterdam

Variabel	Lagging	t-värde	R ²	R ² _{adj}	F	DW-test	N
PR _t	0	0,489	0,859	0,759	8,555	1,744	13
PR _{t-1}	-1	0,149	0,856	0,736	7,141	1,682	12
PR _{t-2}	-2	0,097	0,889	0,777	7,984	1,771	11
PR _{t-3}	-3	0,535	0,888	0,748	6,344	1,928	10
SR _t	0						13
SR _{t-1}	-1						12
SR _{t-2}	-2						11
SR _{t-3}	-3						10
BNP _t	0	1,834	0,859	0,759	8,555	1,744	13
BNP _{t-1}	-1	1,582	0,861	0,745	7,426	1,750	12
BNP _{t-2}	-2	2,846	0,926	0,852	12,495	1,886	11
BNP _{t-3}	-3	2,513	0,919	0,817	9,051	2,076	10
RF _t (%)	0	0,223	0,859	0,759	8,555	1,744	13
RF _{t-1} (%)	-1	1,551	0,898	0,814	10,601	1,803	12
RF _{t-2} (%)	-2	2,990	0,963	0,925	25,798	1,985	11
RF _{t-3} (%)	-3	-0,170	0,889	0,750	6,393	1,836	10
I _t (%)	0	-0,796	0,859	0,759	8,555	1,744	13
I _{t-1} (%)	-1	7,435	0,985	0,972	78,376	2,484	12
I _{t-2} (%)	-2	0,580	0,896	0,792	8,602	2,230	11
I _{t-3} (%)	-3	-0,101	0,883	0,736	6,024	2,100	10
GI _t	0	-4,088	0,859	0,759	8,555	1,744	13
GI _{t-1}	-1	-3,317	0,838	0,703	6,216	2,113	12
GI _{t-2}	-2	-2,681	0,812	0,624	4,315	2,610	11
GI _{t-3}	-3	-2,101	0,769	0,480	2,664	1,955	10

Laggade värden Amsterdam

Lag modell 1

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,333	-2,423
PR _{t-3}	4,403*10 ⁻⁷	2,426
SR _t		
BNP _{t-2}	2,063*10⁻⁷	4,126
RF _{t-2}	0,576	3,250
I _{t-1}	1,232	6,277
GI _t	-9,16*10⁻⁵	-8,745
R ²	0,997	N=10
Justerat R ²	0,992	
F-värde	228,584	
DW-test	3,106	

Lag modell 2

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,356	-2,544
PR _{t-3}	4,813*10 ⁻⁷	2,574
SR _t		
BNP _{t-2}	1,576*10 ⁻⁷	2,232
RF _{t-2}	0,562	3,142
I _t	1,324	6,062
I _{t-1}	0,158	0,982
GI _t	-8,49*10⁻⁵	-6,772
R ²	0,997	N=10
Justerat R ²	0,992	
F-värde	188,918	
DW-test	3,230	

Autoregressiv modell

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,363	-1,899
PR _{t-3}	4,933*10 ⁻⁷	1,745
SR _t		
BNP _{t-2}	1,937*10 ⁻⁷	2,644
RF _{t-2}	0,600	2,736
I _{t-1}	1,241	5,485
GI _t	-9,59*10⁻⁵	-4,855
AR(1)	-0,056	-0,276
R ²	0,997	N=10
Justerat R ²	0,990	
F-värde	146,496	
DW-test	3,200	

Frankfurt

År	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Riskfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
1990	1,9	644 865	481 961	14870	6,5	2,1	1 464,250
1991	2,1	654 079	493 202	15 361,3	5,9	3,3	1 534,656
1992	3,2	663 952	496 894	15 554,8	6,3	3,2	1 586,337
1993	7,1	659 803	487 372	15 553,5	3,7	3,6	1 765,926
1994	7,5	652 412	473 980	15 683,8	3,1	2,3	2 069,012
1995	9,2	650 055	458 579	15864	3,3	1,2	2 103,656
1996	7,3	647 304	458 454	16039	2,3	1	2 566,138
1997	8,4	643 469	452 363	16348	1,7	1,6	3 684,547
1998	6,5	643 857	451 716	16 687,3	2,3	1,2	4 997,233
1999	5	643 821	457 444	16 933,8	2,2	0,8	5 348,809
2000	1,9	646 550	477 667	17 331,5	2,9	1,5	6 941,773
2001	2,6	641 076	492 391	17 488,3	2,6	1,7	5 518,387
2002	8,8	643 726	487 736	17 560,8	2	1,3	4 058,440
S: A	71,5	8 434 969	6 169 759	211 276	44,8	24,8	43 639,169
Medel	5,5	648 843,769	474 596,846	16252	3,446	1,907	3 356,859
Std. Dev	2,706	6 673,410	16 146,173	844,27	1,618	0,894	1 780,332

Källdata Frankfurt

Variabel	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Riskfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
Vg (%)	1	-,068	-,543	,093	-,610(*)	-,322	-,150
P _r	-,068	1	,468	-,606(*)	,595(*)	,812(**)	-,645(*)
S _r	-,543	,468	1	-,127	,609(*)	,707(**)	-,252
BNP	,093	-,606(*)	-,127	1	-,739(**)	-,604(*)	,897(**)
R _r (%)	-,610(*)	,595(*)	,609(*)	-,739(**)	1	,699(**)	-,638(*)
i (%)	-,322	,812(**)	,707(**)	-,604(*)	,699(**)	1	-,608(*)
GI	-,150	-,645(*)	-,252	,897(**)	-,638(*)	-,608(*)	1

Korrelationsmatris Frankfurt

Variabel	Lagging	t-värde	R ²	R ² _{adj}	F	DW-test	N
PR _t	0	0,736	0,922	0,845	11,891	2,649	13
PR _{t-1}	-1	1,728	0,944	0,876	13,989	2,983	12
PR _{t-2}	-2	2,386	0,967	0,916	19,291	3,003	11
PR _{t-3}	-3	-0,184	0,952	0,857	9,991	3,182	10
SR _t	0	-1,415	0,922	0,845	11,891	2,649	13
SR _{t-1}	-1	0,311	0,892	0,762	6,879	2,861	12
SR _{t-2}	-2	0,286	0,868	0,670	4,382	2,862	11
SR _{t-3}	-3	-0,219	0,845	0,536	2,730	3,022	10
BNP _t	0	1,583	0,922	0,845	11,891	2,649	13
BNP _{t-1}	-1	2,196	0,936	0,860	12,271	2,952	12
BNP _{t-2}	-2	9,371	0,993	0,984	100,796	2,622	11
BNP _{t-3}	-3	11,750	0,996	0,989	133,227	2,865	10
RF _t	0	-1,544	0,922	0,845	11,891	2,649	13
RF _{t-1}	-1	-1,048	0,927	0,840	10,602	1,835	12
RF _{t-2}	-2	1,017	0,925	0,811	8,172	2,036	11
RF _{t-3}	-3	0,693	0,970	0,911	16,307	2,984	10
I _t	0	0,323	0,922	0,845	11,891	2,649	13
I _{t-1}	-1	0,949	0,948	0,885	15,120	3,358	12
I _{t-2}	-2	0,603	0,936	0,839	9,692	2,789	11
I _{t-3}	-3	-0,538	0,940	0,819	7,788	2,972	10
GI _t	0	-3,654	0,922	0,845	11,891	2,649	13
GI _{t-1}	-1	-1,245	0,777	0,508	2,897	2,513	12
GI _{t-2}	-2	5,333	0,956	0,890	14,475	2,847	11
GI _{t-3}	-3	4,035	0,939	0,817	7,718	1,999	10

Laggade värden Frankfurt

Lag modell 1

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	0,813	0,593
PR _{t-2}	-1,03*10 ⁻⁶	-0,517
SR _t	-8,53*10 ⁻⁷	-1,311
BNP _{t-3}	2,438*10 ⁻⁵	1,299
RF _t	-0,486	-0,303
I _{t-1}	0,852	0,668
GI _t	-1,79*10 ⁻⁵	-2,497
R ²	0,885	N=10
Justerat R ²	0,655	
F-värde	3,849	
DW-test	3,190	

Lag modell 2

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	0,914	0,696
PR _{t-2}	6,686*10 ⁻⁸	0,031
SR _t	-1,30*10 ⁻⁶	-1,767
BNP _{t-3}	-1,71*10 ⁻⁵	-0,419
RF _t	-0,668	-0,434
I _{t-1}	0,769	0,630
GI _t	-1,57*10 ⁻⁵	-2,212
GI _{t-2}	1,663*10 ⁻⁵	1,135
R ²	0,930	N=10
Justerat R ²	0,685	
F-värde	3,799	
DW-test	3,010	

Autoregressiv modell

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	0,453	0,282
PR _{t-2}	8,101*10 ⁻⁸	0,030
SR _t	-1,43*10 ⁻⁶	-1,291
BNP _{t-3}	2,069*10 ⁻⁵	0,967
RF _t	-0,627	-0,352
I _{t-1}	0,526	0,354
GI _t	-1,60*10 ⁻⁵	-1,917
AR(1)	-0,512	-0,683
R ²	0,907	N=10
Justerat R ²	0,580	
F-värde	2,779	
DW-test	3,217	

Haag

År	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Risikfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
1990	3,5	441 506		237 620,488	6,18	2,5	151,2317
1991	4	444 242		248 592,054	6,08	3,2	150,5079
1992	7,7	445 287		258 209,302	6,15	3,2	157,8335
1993	7,7	444 661		266 317,739	4,22	2,6	173,5575
1994	6,8	445 279		279 685,798	2,37	2,8	215,7458
1995	6	442 937		296 597,645	2,47	1,9	235,5496
1996	7,1	442 503		308 881,373	1	2	359,8758
1997	5,4	442 159		326 541,096	1,14	2,2	562,2856
1998	3,9	442 799		347 249,020	1,45	2	693,54
1999	4,1	440 743		366 376,102	0,86	2,1	603,2109
2000	2,5	441 094		393 246,334	2,1	2,3	637,2597
2001	3,1	442 356		408 692,381	4,26	5	495,4706
2002	5,6	457 726		429 612,560	3,32	3,5	401,3736
S: A	67,4	5 773 292		4 167 621,891	65,080	31,800	4 837,442
Medel	5,184	444 099,384		320 586,299	5,006	2,446	372,1109
Std. Dev	1,719	4 190,104		61 431,468	2,685	1,063	197,2407

Källdata Haag

Variabel	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Risikfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
V _g (%)	1	,307		-,431	,013	-,164	-,538
P _r	,307	1		,303	,166	,339	-,187
S _r							
BNP	-,431	,303		1	-,492	,288	,774(**)
R _r (%)	,013	,166		-,492	1	,527	-,715(**)
i (%)	-,164	,339		,288	,527	1	-,146
GI	-,538	-,187		,774(**)	-,715(**)	-,146	1

Korrelationsmatris Haag

Variabel	Lagging	t-värde	R ²	R ² _{adj}	F	DW-test	N
PR _t	0	1,562	0,691	0,470	3,132	1,879	13
PR _{t-1}	-1	1,689	0,766	0,570	3,919	2,065	12
PR _{t-2}	-2	-1,343	0,883	0,765	7,511	2,165	11
PR _{t-3}	-3	-1,028	0,864	0,693	5,066	1,303	10
SR _t	0						13
SR _{t-1}	-1						12
SR _{t-2}	-2						11
SR _{t-3}	-3						10
BNP _t	0	-1,198	0,691	0,470	3,132	1,879	13
BNP _{t-1}	-1	-0,800	0,715	0,477	3,003	2,043	12
BNP _{t-2}	-2	-2,323	0,923	0,847	12,038	2,138	11
BNP _{t-3}	-3	-2,074	0,927	0,835	10,095	2,277	10
RF _t (%)	0	-2,357	0,691	0,470	3,132	1,879	13
RF _{t-1} (%)	-1	-0,405	0,643	0,345	2,158	1,926	12
RF _{t-2} (%)	-2	-1,990	0,952	0,904	19,925	2,849	11
RF _{t-3} (%)	-3	-1,964	0,948	0,883	14,631	1,950	10
I _t (%)	0	0,872	0,691	0,470	3,132	1,879	13
I _{t-1} (%)	-1	0,959	0,760	0,560	3,800	2,302	12
I _{t-2} (%)	-2	-0,165	0,928	0,856	12,860	2,327	11
I _{t-3} (%)	-3	-1,298	0,943	0,871	13,196	1,873	10
GI _t	0	-0,849	0,691	0,470	3,132	1,879	13
GI _{t-1}	-1	-0,820	0,719	0,486	3,077	2,159	12
GI _{t-2}	-2	0,021	0,917	0,835	11,094	2,409	11
GI _{t-3}	-3	0,441	0,906	0,789	7,751	2,468	10

Laggade värden Haag

Lag modell 1

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	0,128	0,052
PR _{t-1}	9,446*10 ⁻⁸	0,017
SR _t		
BNP _{t-2}	-6,45*10 ⁻⁸	-0,477
RF _t	-0,669	-1,572
I _{t-3}	-1,339	-1,059
GI _t	0,000	-2,208
R ²	0,862	N=10
Justerat R ²	0,688	
F-värde	4,978	
DW-test	1,449	

Lag modell 2

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	5,318	0,762
PR _{t-1}	-4,14*10 ⁻⁶	-0,532
PR _{t-2}	-7,27*10 ⁻⁶	-0,801
SR _t		
BNP _{t-2}	-2,55*10 ⁻⁷	-0,921
RF _t	-1,095	-1,577
I _{t-3}	-1,311	-0,989
GI _t	0,000	-1,937
R ²	0,886	N=10
Justerat R ²	0,658	
F-värde	3,883	
DW-test	1,958	

Lag modell 3

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	3,078	1,761
PR _{t-1}	-6,79*10 ⁻⁶	-1,724
SR _t		
BNP _{t-2}	3,407*10 ⁻⁷	2,156
RF _t	0,020	0,058
I _{t-3}	-0,923	-1,230
GI _t	-1,25*10⁻⁴	-4,133
GI _{t-3}	-1,38*10 ⁻⁴	-2,960
R ²	0,965	N=10
Justerat R ²	0,894	
F-värde	13,658	
DW-test	2,760	

Autoregressiv modell

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	0,785	0,549
PR _{t-1}	-1,61*10 ⁻⁶	-0,508
SR _t		
BNP _{t-2}	2,375*10 ⁻⁷	1,878
RF _t	-0,816	-3,276
I _{t-3}	-2,673	-3,148
GI _t	-1,42*10⁻⁴	-4,579
AR(1)	1,008	3,025
R ²	0,966	N=10
Justerat R ²	0,897	
F-värde	14,125	
DW-test	2,160	

Hamburg

År	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Riskfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
1990	4	1 652 363	754 000	14870	6,5	2,1	1 464,251
1991	4	1 668 757	780 700	15 361,3	5,9	3,3	1 534,656
1992	1,7	1 688 785	788 600	15 554,8	6,3	3,2	1 586,337
1993	3,6	1 702 887	783 600	15 553,5	3,7	3,6	1 765,927
1994	3,6	1 705 872	776 800	15 683,8	3,1	2,3	2 069,013
1995	4,8	1 707 901	785 600	15 864	3,3	1,2	2 103,656
1996	5,8	1 707 986	769 300	16 039	2,3	1,0	2 566,139
1997	6	1 704 731	766 300	16 348	1,7	1,6	3 684,547
1998	6	1 700 089	786 900	16 687,3	2,3	1,2	4 997,233
1999	4,3	1 704 735	789 700	16 933,8	2,2	0,8	5 348,81
2000	2,4	1 715 392	799 500	17 331,5	2,9	1,5	6 941,773
2001	2,5	1 726 363	813 000	17 488,3	2,6	1,7	5 518,387
2002	6,2	1 728 806	795 400	17 560,8	2	1,3	4 058,44
S: A	47,7	22 114 667	10 189 400	211 276	44,8	24,8	43 639,17
Medel	3,669	1 701 128	783 800	16 252,01	3,446	1,908	3 356,86
Std. Dev	2,07	21 075,60	15 186,56	878,74	1,68	0,93	1 853,03

Källdata Hamburg

Variabel	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Riskfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
Vg (%)	1	,651(*)	,040	,464	-,852(**)	-,623(*)	,287
P _r	,651(*)	1	,680(*)	,819(**)	-,827(**)	-,462	,602(*)
S _r	,040	,680(*)	1	,743(**)	-,315	-,106	,624(*)
BNP	,464	,819(**)	,743(**)	1	-,739(**)	-,604(*)	,897(**)
R _r (%)	-,852(**)	-,827(**)	-,315	-,739(**)	1	,699(**)	-,638(*)
i (%)	-,623(*)	-,462	-,106	-,604(*)	,699(**)	1	-,608(*)
GI	,287	,602(*)	,624(*)	,897(**)	-,638(*)	-,608(*)	1

Korrelationsmatris Hamburg

Variabel	Laggnings	t-värde	R ²	R ² _{adj}	F	DW-test	N
PR _t	0	-0,107	0,865	0,730	6,419	2,289	13
PR _{t-1}	-1	0,492	0,852	0,675	4,804	2,224	12
PR _{t-2}	-2	0,428	0,831	0,577	3,272	2,306	11
PR _{t-3}	-3	0,691	0,793	0,379	1,914	2,231	10
SR _t	0	-0,244	0,865	0,730	6,419	2,289	13
SR _{t-1}	-1	-0,046	0,834	0,635	4,189	2,395	12
SR _{t-2}	-2	0,863	0,912	0,780	6,923	3,483	11
SR _{t-3}	-3	0,291	0,873	0,619	3,435	3,262	10
BNP _t	0	0,596	0,865	0,730	6,419	2,289	13
BNP _{t-1}	-1	0,996	0,857	0,686	4,997	2,538	12
BNP _{t-2}	-2	1,828	0,886	0,714	5,159	3,033	11
BNP _{t-3}	-3	1,130	0,841	0,522	2,638	2,924	10
RF _t	0	-1,979	0,865	0,730	6,419	2,289	13
RF _{t-1}	-1	-0,873	0,825	0,615	3,927	2,433	12
RF _{t-2}	-2	-1,076	0,828	0,569	3,202	2,415	11
RF _{t-3}	-3	0,684	0,920	0,761	5,768	2,918	10
I _t	0	-0,651	0,865	0,730	6,419	2,289	13
I _{t-1}	-1	0,315	0,827	0,620	3,987	2,596	12
I _{t-2}	-2	0,582	0,896	0,740	5,735	3,269	11
I _{t-3}	-3	1,304	0,928	0,785	6,482	2,759	10
GI _t	0	-1,485	0,865	0,730	6,419	2,289	13
GI _{t-1}	-1	-1,877	0,879	0,733	6,027	2,108	12
GI _{t-2}	-2	1,149	0,786	0,466	2,454	2,120	11
GI _{t-3}	-3	2,618	0,892	0,676	4,137	2,782	10

Laggade värden Hamburg

Lag modell 1

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,656	-0,633
PR _{t-3}	3,091*10 ⁻⁷	0,645
SR _{t-2}	-2,00*10 ⁻⁷	-0,267
BNP _{t-2}	2,615*10 ⁻⁵	0,962
RF _t	-0,792	-0,730
I _{t-3}	-0,514	-0,672
GI _{t-1}	-1,56*10 ⁻⁵	-2,338
R ²	0,854	N=10
Justerat R ²	0,562	
F-värde	2,925	
DW-test	2,394	

Lag modell 2

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,091	0,100
PR _{t-3}	5,656*10 ⁻⁷	1,344
SR _{t-2}	-8,44*10 ⁻⁷	-1,159
BNP _{t-2}	-7,27*10 ⁻⁶	-0,239
RF _t	-0,474	-0,100
I _{t-3}	-0,696	-1,102
GI _{t-1}	-2,19*10 ⁻⁵	-3,274
GI _{t-3}	-2,313*10 ⁻⁵	1,600
R ²	0,936	N=10
Justerat R ²	0,712	
F-värde	4,176	
DW-test	2,207	

Autoregressiv modell

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-2,197	-3,959
PR _{t-3}	1,567*10 ⁻⁶	3,900
SR _{t-2}	1,264*10 ⁻⁸	0,027
BNP _{t-2}	4,941*10 ⁻⁵	2,256
RF _t	-6,89*10 ⁻⁵	-2,154
I _{t-3}	-1,560	-2,963
GI _{t-1}	-8,24*10 ⁻⁶	-1,331
AR(1)	-0,462	-1,374
R ²	0,966	N=10
Justerat R ²	0,848	
F-värde	8,147	
DW-test	2,954	

London

År	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Risikfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
1990	8,7	6 798 786		659 171	4	9,5	988,58
1991	14,1	6 829 314		650 085	4,6	5,9	1 126,16
1992	15,2	6 822 591		651 566	2,7	3,7	1 190,94
1993	13,5	6 831 530		667 804	3,4	1,6	1 449,70
1994	11,3	6 843 823		698 915	3,6	2,4	1 529,79
1995	10,2	6 859 791		719 176	2,8	3,5	1 596,04
1996	8,9	6 901 271		738 046	3,9	2,4	1 858,30
1997	6,2	6 927 742	4 355 000	763 459	4	3,1	2 169,16
1998	5,2	6 968 806	4 385 000	785 777	2,2	3,4	2 551,74
1999	4,9	7 041 269	4 437 000	804 713	4,2	1,5	2 890,34
2000	2,8	7 104 373	4 509 000	829 517	2,7	3	2 947,57
2001	6,2	7 188 006	4 597 000	847 022	2,1	1,8	2 624,75
2002	8	7 244 000	4 672 000	863 325	2,2	1,7	2 171,878
S: A	115,20	90 361 302		9 678 576	42,40	43,50	25 094,95
Medel	8,86	6 950 869		744 505	3,26	3,35	1 930,38
Std. Dev	3,70	142 927		73 913	0,82	2,11	652,15

Källdata London

Variabel	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Risikfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
Vg (%)	1	-,661(*)		-,817(**)	,249	,195	-,872(**)
P _r	-,661(*)	1		,954(**)	-,570(*)	-,512	,787(**)
S _r							
BNP	-,817(**)	,954(**)		1	-,535	-,550	,899(**)
R _r (%)	,249	-,570(*)		-,535	1	,368	-,383
i (%)	,195	-,512		-,550	,368	1	-,586(*)
GI	-,872(**)	,787(**)		,899(**)	-,383	-,586(*)	1

Korrelationsmatris London

Variabel	Lagging	t-värde	R ²	R ² _{adj}	F	DW-test	N
PR _t	0	3,835	0,977	0,961	59,432	2,175	13
PR _{t-1}	-1	3,900	0,985	0,973	81,028	2,936	12
PR _{t-2}	-2	2,259	0,986	0,972	70,145	2,856	11
PR _{t-3}	-3	0,093	0,997	0,993	246,783	2,922	10
SR _t	0						13
SR _{t-1}	-1						12
SR _{t-2}	-2						11
SR _{t-3}	-3						10
BNP _t	0	-4,393	0,977	0,961	59,432	2,175	13
BNP _{t-1}	-1	-2,443	0,971	0,947	40,604	2,401	12
BNP _{t-2}	-2	0,554	0,955	0,911	21,410	1,296	11
BNP _{t-3}	-3	-0,263	0,997	0,993	247,525	3,142	10
RF _t	0	-0,895	0,977	0,961	59,432	2,175	13
RF _{t-1}	-1	-0,202	0,990	0,981	116,810	2,721	12
RF _{t-2}	-2	2,516	0,995	0,990	195,842	2,369	11
RF _{t-3}	-3	-1,468	0,991	0,980	88,432	2,014	10
I _t	0	-6,214	0,977	0,961	59,432	2,175	13
I _{t-1}	-1	-0,661	0,981	0,966	63,141	2,880	12
I _{t-2}	-2	-0,857	0,987	0,975	78,624	2,420	11
I _{t-3}	-3	-0,269	0,979	0,952	36,539	2,737	10
GI _t	0	-3,550	0,977	0,961	59,432	2,175	13
GI _{t-1}	-1	-4,110	0,985	0,972	78,151	2,684	12
GI _{t-2}	-2	-0,974	0,942	0,884	16,209	1,225	11
GI _{t-3}	-3	2,995	0,968	0,929	24,456	2,712	10

Laggade värden London

Lag modell 1

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-1,786	-3,966
PR _{t-1}	$3,651 \cdot 10^{-7}$	4,429
SR _t		
BNP _t	$-7,14 \cdot 10^{-7}$	-3,008
RF _{t-3}	-0,685	-1,761
I _t	-0,718	-1,575
GI _{t-1}	$-3,89 \cdot 10^{-5}$	-2,482
R ²	0,974	N=10
Justerat R ²	0,941	
F-värde	29,627	
DW-test	1,867	

Lag modell 2

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	0,579	0,230
PR _{t-1}	$5,558 \cdot 10^{-8}$	0,144
SR _t		
BNP _t	$-1,40 \cdot 10^{-6}$	-4,238
RF _{t-2}	0,428	0,221
RF _{t-3}	-0,125	-0,069
I _t	0,304	0,146
GI _{t-1}	0,000	0,921
R ²	0,954	N=10
Justerat R ²	0,861	
F-värde	10,285	
DW-test	1,974	

Lag modell 3

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-1,039	-0,618
PR _{t-1}	$2,616 \cdot 10^{-7}$	1,089
SR _t		
BNP _t	$-8,36 \cdot 10^{-7}$	-2,246
RF _{t-3}	-0,631	-1,405
I _t	-0,578	-0,979
GI _{t-1}	$-3,40 \cdot 10^{-5}$	-1,663
GI _{t-3}	$2,896 \cdot 10^{-5}$	0,467
R ²	0,975	N=10
Justerat R ²	0,926	
F-värde	19,897	
DW-test	1,943	

Autoregressiv modell

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-0,496	-0,305
PR _{t-1}	$5,290 \cdot 10^{-8}$	0,137
SR _t		
BNP _t	$2,330 \cdot 10^{-7}$	0,199
RF _{t-3}	-1,887	-1,251
I _t	-1,333	-1,511
GI _{t-1}	$3,247 \cdot 10^{-6}$	0,061
AR(1)	1,406	0,827
R ²	0,979	N=10
Justerat R ²	0,936	
F-värde	22,853	
DW-test	2,302	

Stockholm

År	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Risikfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
1990	5	1 641 669	934 050	1 277 724	3,3	10,4	58,967
1991	7	1 654 511	920 275	1 364 485	1,9	9,7	54,329
1992	11	1 669 840	881 150	1 448 906	10,4	2,5	50,439
1993	18	1 686 230	839 775	1 476 114	3,7	4,7	63,514
1994	19	1 708 502	832 750	1 610 539	5,1	2,3	82,893
1995	16	1 725 756	851 900	1 723 756	6	2,8	91,926
1996	9	1 744 330	862 100	1 802 727	5	0,8	114,087
1997	7	1 762 924	857 025	1 873 327	3,2	0,9	165,906
1998	5	1 783 440	878 275	1 965 984	3,8	0,4	192,629
1999	4	1 803 377	910 350	2 072 332	2,8	0,3	223,728
2000	4,8	1 823 210	943 750	2 168 573	2,7	1,3	330,108
2001	6	1 838 882	960 825	2 209 180	1,4	2,6	228,947
2002	12,4	1 850 467	955 150	2 285 106	1,6	2,4	176,464
S: A	124,2	22 693 138	11 627 375	23 278 753	50,9	41,1	1 833,943
Medel	9,553	1 745 626	894 413,461	1 790 673	3,915	3,161	141,072
Std. Dev	5,062	68 459,411	43 412,977	325 445,9	2,293	3,158	83,130

Källdata Stockholm

Variabel	Vakansgrad (%)	Regional Population	Regional sysselsättning	BNP	Risikfri ränta (%)	Inflation (%)	Generalindex
Vg (%)	1	-,293	-,624(*)	-,295	,372	-,019	-,532
P_r	-,293	1	,440	,999(**)	-,475	-,688(**)	,876(**)
S_r	-,624(*)	,440	1	,430	-,544	,243	,498
BNP	-,295	,999(**)	,430	1	-,450	-,703(**)	,876(**)
R_r (%)	,372	-,475	-,544	-,450	1	-,170	-,482
i (%)	-,019	-,688(**)	,243	-,703(**)	-,170	1	-,572(*)
GI	-,532	,876(**)	,498	,876(**)	-,482	-,572(*)	1

Korrelationsmatris Stockholm

Variabel	Lagging	t-värde	R ²	R ² _{adj}	F	DW-test	N
PR _t	0	1,253	0,791	0,581	3,776	1,698	13
PR _{t-1}	-1	1,061	0,785	0,528	3,049	1,833	12
PR _{t-2}	-2	-0,214	0,874	0,685	4,618	2,683	11
PR _{t-3}	-3	0,496	0,889	0,668	4,016	2,681	10
SR _t	0	-2,895	0,791	0,581	3,776	1,698	13
SR _{t-1}	-1	-1,604	0,690	0,317	1,853	2,175	12
SR _{t-2}	-2	0,655	0,866	0,664	4,301	2,432	11
SR _{t-3}	-3	2,460	0,959	0,877	11,683	2,595	10
BNP _t	0	-0,579	0,791	0,581	3,776	1,698	13
BNP _{t-1}	-1	-0,801	0,816	0,596	3,705	1,682	12
BNP _{t-2}	-2	0,082	0,866	0,666	4,325	2,487	11
BNP _{t-3}	-3	0,640	0,893	0,680	4,187	2,832	10
RF _t (%)	0	2,213	0,791	0,581	3,776	1,698	13
RF _{t-1} (%)	-1	-0,134	0,619	0,162	1,353	1,231	12
RF _{t-2} (%)	-2	2,627	0,955	0,887	14,042	2,338	11
RF _{t-3} (%)	-3	-1,985	0,947	0,841	8,954	1,889	10
I _t (%)	0	2,308	0,791	0,581	3,776	1,698	13
I _{t-1} (%)	-1	-0,116	0,601	0,121	1,254	1,410	12
I _{t-2} (%)	-2	-0,638	0,751	0,379	2,016	2,394	11
I _{t-3} (%)	-3	0,886	0,838	0,515	2,592	2,740	10
GI _t	0	-0,586	0,791	0,581	3,776	1,698	13
GI _{t-1}	-1	-1,146	0,854	0,680	4,888	2,024	12
GI _{t-2}	-2	1,613	0,914	0,784	7,062	2,420	11
GI _{t-3}	-3	2,404	0,951	0,854	9,791	2,659	10

Laggade värden Stockholm

Lag modell 1

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-3,605	-1,412
PR _t	2,482*10 ⁻⁶	1,331
SR _t	3,930*10 ⁻⁸	0,108
BNP _{t-1}	-4,03*10 ⁻⁷	-1,015
RF _{t-2} (%)	0,597	1,262
I _t (%)	3,808	6,447
GI _{t-1}	-0,001	-2,367
R ²	0,952	N=11
Justerat R ²	0,881	
F-värde	13,359	
DW-test	2,073	

Lag modell 2

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-2,258	-0,414
PR _t	-1,397*10 ⁻⁶	0,320
SR _t	-7,72*10 ⁻⁸	-0,069
SR _{t-3}	3,011*10 ⁻⁷	0,356
BNP _{t-1}	-1,74*10 ⁻⁷	-0,202
RF _{t-2} (%)	0,632	0,943
I _t (%)	3,109	1,281
GI _{t-1}	-0,001	-1,414
R ²	0,955	N=10
Justerat R ²	0,799	
F-värde	6,110	
DW-test	1,664	

Lag modell 3

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-4,809	-1,215
PR _t	2,895*10 ⁻⁶	1,056
SR _t	3,803*10 ⁻⁷	0,299
BNP _{t-1}	-2,72*10 ⁻⁷	-0,477
RF _{t-2} (%)	0,969	1,087
I _t (%)	5,395	1,952
GI _{t-1}	-0,001	-1,679
GI _{t-3}	-0,001	-0,600
R ²	0,960	N=10
Justerat R ²	0,819	
F-värde	6,810	
DW-test	2,558	

Autoregressiv modell

Variabel	Koefficient	t-värde
Intercept	-3,899	-2,235
PR _t	2,556*10 ⁻⁶	2,010
SR _t	2,985*10 ⁻⁷	1,102
BNP _{t-1}	-4,51*10 ⁻⁷	-1,664
RF _{t-2} (%)	0,344	1,011
I _t (%)	3,356	7,535
GI _{t-1}	0,000	-2,996
AR(1)	0,315	2,370
R ²	0,983	N=11
Justerat R ²	0,945	
F-värde	25,471	
DW-test	2,216	

