

Mogens K. Justesen

Politiske institutioner og økonomisk vækst¹

Der er en stigende interesse for og anerkendelse af, at politiske institutioner har betydning for økonomisk vækst. Mere kontroversielt er det, hvordan og hvorfor politiske institutioner påvirker økonomisk vækst. Artiklen anvender public choice-teori til at analysere politiske institutioners betydning for økonomisk vækst. Teorien indikerer, at institutioner, der beskytter og håndhæver private ejendomsrettigheder, og som deler den politiske magt mellem multiple vetoaktører, kan forventes at have en positiv effekt på økonomisk vækst. Herefter anvendes statistiske panelanalyser for et bredt udvalg af verdens lande fra 1980-2000 til at undersøge sammenhængen mellem private ejendomsrettigheder, vetoaktører og økonomisk vækst. Derudover gennemføres en serie *extreme bounds*-analyser for at teste robustheden af de empiriske resultater. Kontrolleret for andre relevante variable viser resultaterne, at politisk magtdeling påvirker økonomisk vækst positivt, men at det i særdeleshed er tilstedeværelsen af private ejendomsrettigheder, der har en signifikant positiv og robust effekt på økonomisk vækst.

Mellem 1980 og 2000 var den gennemsnitlige årlige økonomiske vækstrate i verdens lande 1,20 pct.² Denne tendens dækker over meget store tværnationale forskelle i økonomiske vækstrater. I den positive ende var Kinas gennemsnitlige vækstrate fra 1980 til 2000 imponerende 6,17 pct. Tilsvarende havde lande som Sydkorea, Singapore, Irland og Botswana meget høje vækstrater med gennemsnit omkring eller over 4 pct. årligt. I den anden ende af skalaen er historien knap så opmuntrende, idet lande som Sierra Leone, Nicaragua, Tchad og Togo alle havde negative vækstrater.

Med andre ord har nogle lande været meget succesfulde med hensyn til at generere økonomisk vækst med højere velstand som følge, mens andre landes forsøg på at generere vækst har været fiaskoer. Det interessante spørgsmål er således, hvorfor nogle lande har høje og positive vækstrater, mens andre lande har lave eller negative vækstrater. Hvorfor vokser nogle landes økonomier over tid hurtigere og mere stabilt end andres, og hvilken – om nogen – betydning har politiske og institutionelle faktorer for økonomiske vækstrater?

Traditionelt er spørgsmål af denne type stort set udelukkende søgt besvaret af økonomer (fx. Barro, 1997; Sala-I-Martin, 1997). Et ofte anvendt udgangspunkt for økonomiske vækstanalyser er konvergensteorien. Konvergensteoriens tese er, at lande, der som udgangspunkt er fattige, alt andet lige skulle have højere økonomisk vækst end lande, der initialt har et højt velstandsniveau. Forklaringen på dette er med Barros ord, at "Poor countries, with low ratios of capital to labor, have high marginal products of capital and thereby tend to grow at high rates" (1991: 407). Fattige landes initialt lave velstandsniveau skulle således give dem en fordel på grund af det relativt høje marginale afkast investeringer og kapital, hvilket skulle medføre, at velstandsniveauet i rige og fattige lande over tid konvergerer. Det empiriske problem er blot, at konvergensten – i absolut

forstand – stort set er udeblevet (Barro, 1991, 1997). Samtidig har konvergensteorien i sig selv svært ved at specificere, under hvilke betingelser økonomisk konvergens forekommer.

I relation til politiske faktors betydning for økonomisk vækst har debatten primært centreret sig omkring spørgsmålet om demokratiers og autokratiers – dvs. den politiske regimeforms – relative meritter i forhold til at generere økonomisk vækst. Imidlertid er de empiriske resultater ganske uklare (Przeworski og Limongi, 1993; Przeworski et al., 2000). Måske netop derfor har der i de senere år været en stigende interesse for forfatningers og specifikke politiske institutioners betydning for makroøkonomiske faktorer – herunder økonomisk vækst (Knack og Keefer, 1995; Henisz, 2000; Stasavage, 2002; Kurrild-Klitgaard, 2001; Persson og Tabellini, 2003).

Formålet med nærværende artikel er at bidrage til denne litteratur ved at undersøge, hvilken – om nogen – betydning politiske institutioner har for økonomisk vækst. Men frem for – som de fleste studier gør – alene at koncentrere sig om betydningen af varierende grader af politisk demokrati, vil de økonomiske konsekvenser af to specifikke typer politiske institutioner – politiske vetoaktører og private ejendomsrettigheder – blive analyseret. Med udgangspunkt i public choice-teori vil artiklen analysere, hvordan og hvorfor ejendomsrettigheder og politisk magtdeling påvirker økonomisk vækst. Empirisk analyseres sammenhængen mellem ejendomsrettigheder, politisk magtdeling og økonomisk vækst dernæst med paneldata for et bredt udvalgt af verdens lande i perioden 1980-2000, frem for, som det oftest er tilfældet, at analysere data for et tværsnit af lande. Derudover gennemføres der robusthedstests for de institutionelle variabler ved hjælp af en serie *extreme bounds*-analyser.

Artiklen er struktureret som følger: I det næste afsnit præsenteres teorien vedrørende betydningen af ejendomsrettigheder og politisk magtdeling for økonomisk vækst. Dernæst beskrives data og statistiske metoder, hvorefter resultaterne fra de empiriske analyser følger. Konklusionen opsummerer de væsentligste resultater.

Public choice-teori og institutioner

I almindelighed betegner public choice-teori anvendelsen af økonomisk metodologi på studiet af politik (Mueller, 1997). I public choice-teoretiske modeller er politiske og økonomiske udfald et resultat af institutioner og individuelle præferencer (givet eksogene begrænsninger). Teorien antager i udgangspunktet, at individer agerer rationelt egen nyttemaksimerende. Dvs. at aktører i bestræbelser på at opnå et givent mål formodes at vælge det mest efficiente middel til at opnå målet, ligesom individer generelt og overvejende forventes at maksimere egne fordele (eller minimere omkostningerne) ved en given handling.

Institutioner kan i det perspektiv opfattes om ”humanly devised constraints that shape human action” (North, 1990: 3). Dvs. at institutioner er (formelle og uformelle) regler, der påvirker individuel adfærd ved at begrænse og betinge mængden af mulige handlinger. I relation til økonomisk adfærd på markeder består politiske institutioners grundlæggende betydning i det forhold, at økonomiske

systemer er indlejret i politiske systemer (North, 1990: 48; Weingast, 1995). Dvs. at politiske institutioner specifikt påvirker: 1) mængden af tilladte handlinger og strategier, og 2) de "relative priser" ved en given (politisk eller økonomisk) handling (Brennan og Hamlin, 1995: 288). Dette bidrager til at skabe en incitamentsstruktur, der influerer på individers (økonomiske) handlinger og politiske beslutninger, idet institutionelt inducerede omkostninger generelt vil tendere til at mindske udbuddet af omkostningsfulde handlinger, hvorimod andre typer handlen kan tilskyndes og gøres fordelagtige.

Private ejendomsrettigheders politiske økonomi

Spørgsmålet er dernæst, hvad et sæt af (politiske) institutioner betyder for rationel egennyttmaksimerende adfærd, og hvilke implikationer dette har for økonomisk vækst. Grundlæggende kræver økonomisk vækst, at økonomisk handlen og interaktion mellem individer er produktiv, og at der eksisterer en incitamentsstruktur, som tilskynder til produktion og samhandel i stedet for uproductiv handlen, plyndring og rent omfordelende handlen (Olson, 2000: 1). Tilstedeværelsen af private ejendomsrettigheder er med til at definere denne incitamentsstruktur. Den økonomiske betydning af ejendomsrettigheder kan illustreres ved hjælp af simpel spil-teori, som vist i figur 1 (jf. Kurrild-Klitgaard, 2001: 43-45; Mueller, 1997: 125-127).

Figur 1 viser en situation med to individer, der hver har to alternative strategier: Enten at overleve ved at plyndre den anden spillers ejendom (p) eller alternativt at producere til sig selv (c) trods risikoen for plyndring. Symbolerne i matricen angiver gevinsten for spillerne ved hver de alternative strategier, hvor spiller 1's gevinst er angivet først. Spillernes præferenceorden er repræsenteret ved $\alpha_1 > \beta_1 > \lambda_1 > \delta$. Endeligt udgør σ en omkostning, $\sigma \leq 0$, som alene udløses i tilfælde af krænkelse af spillernes ejendomsrettigheder, dvs. ved strategivalg p.

Spillernes strategivalg afhænger herefter af størrelsen på σ . Hvis σ er tæt på

Figur 1. Interaktion med og uden institutioner

		<u>2</u>	
		c	p
	c	(β, β)	($\delta, \alpha - \sigma$)
<u>1</u>			
	p	($\alpha - \sigma, \delta$)	($\lambda - \sigma, \lambda - \sigma$)

eller lig 0, svarer det til, at spillerne agerer i en verden uden et sæt af institutioner, der specificerer ejendomsretten. I tilfældet, hvor $\sigma=0$, befinder spillerne sig således i en situation, der minder om "Fangernes Dilemma", hvor hver spiller har et incitament til at plyndre den andens ejendom, eftersom det umiddelbart giver den største nytte. Det fremgår ved, at hver spiller fortrækker udfaldet, hvor vedkommende selv plyndrer (p), mens den anden producerer (c), hvilket giver den maksimale gevinst på α . Det fører imidlertid til, at spillerne ender i ligevægtssituationen (p,p) og kun opnår en nytte på λ hver. Det samfundsmæssige problem er således, at der ikke eksisterer en koordinationsmekanisme, der leder spillerne til at vælge strategier, der er såvel individuelt som kollektivt optimale.

Samarbejde kan imidlertid tilskyndes, hvis $\beta > \alpha - \sigma$ eller $\sigma > \alpha - \beta$, dvs. hvis omkostningen, σ , ved ikke-kooperativ adfærd er tilstrækkelig stor. Det kan fx. opnås, hvis en forfatning tilskriver hver spiller et sæt af ejendomsrettigheder, defineret som retten til at kontrollere, anvende og investere ressourcer som de vil, givet at andres tilsvarende ret ikke krænkes (Leblang, 1996: 7; North, 1990). I dette tilfælde vil spillerne vælge strategien c, hvorved de producerer i stedet for at plyndre. Det forhold, at ikke-kooperativ adfærd behæftes med en omkostning, korresponderer derfor til at etablere en institutionel løsning på dilemmaet i figur 1. Det fører til en ny situation, hvor spillets resultat og ligevægt udgøres af strategikombinationen (c,c) – hvor begge spillere producerer.

Institutionaliserede private ejendomsrettigheder bidrager således til at gøre adfærd forudsigelig, samtidig med at ejendomsrettigheder øger private agents incitament til at investere og producere, og bidrager til at sikre investorer fremtidige afkast af nutidige investeringer. Som vist ovenfor medfører usikre ejendomsrettigheder en risiko for, at afkastet ved arbejde og investeringer tabes. Dette tilskynder yderligere til øjeblikkeligt forbrug af enhver given ressource, og skaber ikke de incitamenter, der er nødvendige for at fremme kapitalakkumulation og hæve investerings- og opsparingsrater på både kort og langt sigt. På denne baggrund er det forventelig, at institutionaliserede private ejendomsrettigheder har en positiv effekt på den økonomiske vækst, som – over tid – fører til et højere velstandsniveau.

Politiske institutioner og dynamiske spil

En væsentlig implikation af ovenstående analyse er, at rationelle egennytte-maksimerende individer har et incitament til at danne en forfatning og en stat, der indebærer, at deres egne handlinger begrænses. Dvs. at monopolisering af (politisk) voldsudøvelse kan være til fordel for staten – fx. i form af en diktator – som kan beskatte produktion frem for at plyndre dem, til gengæld for at sikre økonomiske producenters ejendom imod arbitrær plyndring og ekspropriation (Kurrild-Klitgaard og Svendsen, 2003; Olson, 1993, 2000). Det skaber imidlertid et nyt og mindst lige så vigtigt problem: Hvordan sikrer man, at staten troværdigt forpligter sig til at håndhæve ejendomsrettigheder og efficiente økonomiske institutioner og politikker? Dvs. givet tilstedeværelsen af en stat, hvad forhindrer så, at staten udnytter sin privilegerede magtposition til egen fordel ved fx. at konfiskere al produceret velstand?

Ovenstående spørgsmål vedrører det, som Weingast (1995: 1) kalder det fundamentale politiske dilemma for et økonomisk system. Dilemmaet består i, at tilstedeværelsen af en (stærk) stat er en nødvendig forudsætning for at beskytte ejendomsrettigheder, men udgør samtidig også en potentiel trussel mod netop de rettigheder, den er etableret for at beskytte. Frygter en økonomisk investor, at en regering har et incitament til at ekspropriere ejendom eller pludseligt at hæve beskatningen af en investerings afkast *ex post*, vil det skabe et incitament til enten at udskyde, ændre eller helt at afholde sig fra at iværksætte aktiviteten. Økonomiske aktørers investeringer, produktion mv. afhænger således ikke kun af fortidige og nutidige politikker og institutioner, men også af forventninger til det sæt af institutioner, der regulerer valget af politikker nu og i fremtiden (Kydland og Prescott, 1977: 474).

Regimer og økonomisk vækst

Spørgsmålet er så, hvorledes politiske institutioner kan indrettes, således at økonomiske producenter i højere grad kan danne stabile forventninger om fremtidige politiske handlinger. Traditionelt er der i litteraturen om politiske institutioner og økonomisk vækst blevet fokuseret på demokratiers og autokratiers betydning for investeringer og økonomisk vækst (Przeworski og Limongi, 1993; Olson, 1993).³

Et prominent argument for, at demokratier skulle fremme økonomisk vækst, er, at vælgerbefolkningen med jævne mellemrum kan afsætte regeringer, hvilket skulle virke disciplinerende på politikeres (økonomiske) beslutninger og i højere grad tilskynde dem til at varetage brede – frem for snævre – vælgergruppers interesser (Olson, 1993: 572). På den anden side har andre hæftet sig ved, at demokratier netop på grund af vælgerpres kan føre til massiv omfordeling, der tenderer til at dirigere ressourcer i retning af øjeblikkeligt forbrug på bekostning af langsigtede investeringer, hvilket kan dæmpe vækststraten og i værste fald føre til økonomisk recession (jf. Przeworski og Limongi, 1993). I modsætning hertil skulle autokratier være bedre til at modstå og undertrykke befolkningsgruppers pres for højere lønninger, øget forbrug og øgede offentlige udgifter, og kan i stedet foretage nødvendige og vækstfremmende investeringer. Andre har ligeledes hæftet sig ved, at demokratier nødvendigvis må agere responsivt i forhold til særinteressegrupper, hvorimod autokratier – på grund af deres relative autonomi – kan undertrykke presset fra særinteressegrupper og ekskludere disse fra beslutningsprocessen, således at økonomiske ressourcer bliver fordelt, anvendt og investeret på en samfundsøkonomisk mere efficient måde (Przeworski og Limongi, 1993: 55-57).

De teoretiske implikationer af effekten af demokrati og diktatur er således ikke entydige. Kombineret med at resultaterne fra mange empiriske undersøgelser heller ikke har fundet entydige effekter af demokrati eller diktatur på økonomisk vækst, betyder det, at den politiske regimetype måske ikke har den store betydning for økonomisk vækst (Przeworski og Limongi, 1993; Przeworski et al., 2000; Knack og Keefer, 1995; Krieckhaus, 2004).

Vetoaktører, transaktionsomkostninger og økonomisk vækst

North og Weingast (1989) har imidlertid hæftet sig ved, at en måde, hvorpå troværdigheden af fremtidige politiske træk kan øges, er ved at designe politiske institutioner således, at de lægger direkte begrænsninger på politiske beslutningstageres muligheder for at handle diskretionært. North og Weingast fremhæver, at Englands økonomiske fremgang i kølvandet på *The Glorious Revolution* i 1688 var foranlediget af det forhold, at kongen blev fravristet kontrollen med mange af sine lovgivningsmæssige rettigheder og privilegier. Specifikt betød indførelsen af en form for politisk magtdeling mellem parlamentet og kongen, at sidstnævnte ikke længere unilateralt kunne ekspropriere velstand; tværtimod var kongen nu i spørgsmål om skatteinddrivelse og optagelse af lån nødt til at indhente parlamentets eksplicitte accept (North og Weingast, 1989: 815-817; Schjødt og Svendsen, 2004).

På et mere generelt plan indikerer North og Weingasts narrativ, at det først og fremmest er antallet og konfigurationen af vetoaktører i det politiske system, der har betydning for, hvorvidt der eksisterer troværdige begrænsninger på politiske beslutningstageres muligheder for at agere diskretionært og opportunistisk. En vetoaktør kan i denne sammenhæng defineres som en politisk "spiller", hvis godkendelse og/eller accept er nødvendig for at ændre eksisterende politikker (Tsebelis, 2002: 19). En forudsætning for at ændre *status quo* er således, at der kan opnås enighed herom blandt de relevante vetoaktører. Antallet og konfigurationen af vetoaktører udtrykker dermed graden af magtdeling i det politiske system, dvs. i hvilket omfang den politiske magt er koncentreret hos en enkelt vetoaktør eller er delt mellem flere vetoaktører. Det forhold, at politisk magtdeling institutionaliserer et krav om enstemmighed blandt de relevante vetoaktører, betyder derfor, at transaktionsomkostningerne ved at træffe en politisk beslutning stiger i forhold til situationer, hvor én vetoaktør diskretionært kan træffe beslutninger.

Det generelle problem i politiske systemer med én vetoaktør består i, at disse på trods af et incitamentet til at indgå aftaler *ex ante*, ofte ikke har et incitament til at honorere aftalen *ex post*, hvilket til dels er en konsekvens af, at transaktionsomkostningerne ved at agere tidsinkonsistent er relativt små (North og Weingast, 1989: 806). I tilfælde hvor den politiske beslutningstager har diskretionær magt, giver det vetoaktøren privilegeret adgang til ensidigt, vilkårligt og relativt omkostningsfrit at fravige aftaler – inklusiv egne erklærede politikker – og agere opportunistisk. Omvendt vil tilstedeværelsen af større politiske transaktionsomkostninger i systemer med multiple vetoaktører gøre det mindre attraktivt – og i nogle tilfælde særdeles vanskeligt – for politiske vetoaktører at agere tidsinkonsistent. Alt andet lige skaber dette mindre politisk genereret usikkerhed, ligesom forudsigeligheden og stabiliteten af økonomiske institutioner og politikker øges.

Tilsvarende øges interesserepresentationen i politiske systemer med multiple vetoaktører, hvilket øger sandsynligheden for, at mindst én vetoaktør har en interesse i at beskytte private ejendomsrettigheder og blokere tidsinkonsistente og økonomisk inoptimale beslutninger (Stasavage, 2002: 45). Tilstedeværelsen af multiple vetoaktører kan således forventes at reducere den politisk genererede

usikkerhed for økonomiske investorer. På denne baggrund er det forventeligt, at politiske systemer, der institutionaliserer en høj grad af politisk magtkoncentration hos en enkelt vetoaktør, vil udøve negativ indflydelse på økonomiske aktørers incitament til at producere og investere og dermed på økonomisk vækst.

Denne tese er imidlertid betinget af to forhold. For det første varierer tids-horisonten ofte blandt politiske vetoaktører med koncentreret magt. Hvis vetoaktørens magtposition er (relativt) uantastet, har denne et stærkere incitament til at agere fremtidsorienteret, eftersom fremtidige (skatte)gevinster af nutidige økonomiske dispositioner tilfalder vetoaktøren selv frem for en anden (Olson, 2000).

For det andet har interesserepræsentationen i politiske systemer med én vetoaktør betydning for, om denne formår at forpligte sig til private ejendomsrettigheder og andre vækstgenererende politikker (Stasavage, 2002: 44-45; Olson, 2000: 14-23). Vetoaktører, hvis opbakning afhænger af økonomiske aktører/grupper med store kapital-, produktions- og investeringsmæssige interesser, vil således oftere have en interesse i at beskytte private ejendomsrettigheder og kontraktoverholdelse.

Et illustrativt eksempel på, hvordan politiske vetoaktører med koncentreret magt troværdigt kan forpligte sig til vækstfremmende politikker, leveres af Campos og Root (1996), som fremhæver, at en væsentlig medvirkende årsag til de sydøstasiatiske landes økonomiske succes var de såkaldte *deliberation councils* – oftest bestående af repræsentanter for både erhvervsliv, fagforeninger og regering – som havde reel status af vetoaktører med hensyn til valget af og ændringer i økonomiske politikker. I det asiatiske tilfælde gav dette private producenter, investorer og industrielle organisationer indflydelse på økonomiske politikker og institutioner og gjorde disse mere troværdige. Ved at mindske den politisk generede usikkerhed skabte tilstedeværelsen af *deliberation councils* således en økonomisk incitamentsstruktur, der øgede forudsigeligheden for investorer, tilskyndede til investeringer og bidrog til at generere økonomisk vækst. Det indikerer, at gruppen af politiske systemer med én vetoaktør er relativt heterogen både med hensyn til beskyttelsen af private ejendomsrettigheder og evnen til at generere økonomisk vækst, hvilket naturligvis bidrager til at komplicere sammenhængen mellem vetoaktører og økonomisk vækst.

Politisk magtdeling og institutionel inerti

Tesen om, at øget politisk magtdeling virker fremmende for økonomisk vækst, står i nogen grad i modsætning til andre mere gængse politologiske opfattelser af betydningen af politiske vetoaktører; opfattelser, som har tenderet til at fremhæve de positive effekter af politiske institutioner, der gør det relativt omkostningsfrit for politiske beslutningstagere at træffe beslutninger og løse givne problemer (jf. Weaver og Rockman, 1993). Cox og McCubbins (2001) har fx. hæftet sig ved, at institutionel inerti og træghed er iboende i politiske systemer med multiple vetoaktører, således at der institutionaliseres en konservativ bias, som mindsker den politiske fleksibilitet. Konsekvensen kan være institutionel *grid lock*, således at konflikt mellem forskellige vetoaktører – fx. parlament og præsident – i eks-

treme tilfælde umuliggør, at en politisk beslutning kan træffes, og at ændringer i makroøkonomiske politikker samt reaktioner på negative eksogene økonomiske chok ikke kan gennemføres (Cox og McCubbins, 2001: 29-30; Linz, 1990). De økonomiske gevinster (i form af øget troværdighed og stabilitet) ved politiske systemer med multiple vetoaktører skal således opvejes mod de økonomiske omkostninger i form af tabt politisk fleksibilitet.

Tilsvarende har Tsebelis (2002: 204) fremhævet, at graden af politisk magtdeling ikke kan forventes at have nogen særlig betydning for økonomisk vækst, fordi en høj grad af politisk magtdeling blot fastlåser et givent sæt af politikker på *status quo*-niveau. På baggrund af disse kritikpunkter er det derfor ikke forventeligt, at politisk magtdeling – fordele og ulemper taget i betragtning – skulle have en nævneværdig (positiv) effekt på økonomisk vækst. Imidlertid må det være et empirisk spørgsmål at afgøre, hvilken af disse teser der finder medhold, og hvilke der – eventuelt – kan afvises.

Data og metode

På baggrund af de teoretiske analyser er formålet med de empiriske analyser at teste, hvorvidt sikre og effektivt håndhævede private ejendomsrettigheder påvirker økonomisk vækst positivt, og for det andet hvorvidt der er en positiv sammenhæng mellem konfigurationen af vetoaktører på den ene side og økonomiske vækstrater på den anden side. Til dette formål gennemføres en række statistiske analyser med paneldata for et bredt udvalg af verdens lande i perioden 1980-2000 med økonomisk real-vækst som afhængig variabel.⁵ Nedenfor beskrives først de institutionelle variabler, der indgår i analyserne. Dernæst forklares en metode hvormed robustheden af de empiriske resultater kan vurderes, ligesom de muligheder og problemer, der følger af brugen af paneldata, behandles. Endeligt præsenteres de empiriske resultater.

Institutionelle variabler

Som proxy for graden af sikre private ejendomsrettigheder er det valgt at isolere og anvende den delkomponent i Fraser Institutes (2003) indeks for økonomisk frihed, der alene vedrører beskyttelsen af private ejendomsrettigheder og retssystemets uafhængighed (Gwartney og Lawson, 2003). Fordelen ved at isolere denne delkomponent er, at det gerne skulle resultere i et mere snævert institutionelt mål for graden af sikre private ejendomsrettigheder, som øger variabelens validitet. Ejendomsrettighedsvariablen udtrykker således et element af den institutionelle ramme, økonomiske aktører handler inden for. Indekset for private ejendomsrettigheder er dog ikke en perfekt afspjeling af private ejendomsrettigheders sikkerhed, idet elementer som risikoen for politisk ekspropriation kun indgår indirekte.

Som mål for konfigurationen af vetoaktører anvendes et indeks (kaldet *checks*; indgår med et-års lag), der er udviklet af forskere med tilknytning til Verdensbanken, og som udtrykker magtdelingen i politiske systemer (Keefer, 2002; Verdensbanken, 2002b).⁶ *Checks*-indekset måler, hvorvidt den politiske magt er koncentreret hos en eller få vetoaktører, eller om magten er delt mellem multiple

vetoaktører. Indekset er et specifikt forsøg på ud fra objektive empiriske kriterier at tælle antallet af vetoaktører, og hvorvidt deres policy-præferencer er homogene. Indekset indeholder information om magtdelingen mellem konstitutionelle vetoaktører (præsident og antal parlamentariske kamre) samt tilstedeværelsen af eventuelle koalitionsregeringer, som øger antallet af partipolitiske vetoaktører (for en nærmere beskrivelse, se Keefer, 2002). Værdierne på *checks*-indekset stiger med et stigende antal vetoaktører, men falder, når vetoaktørers policy-præferencer er homogene.

Sensitivitetstests, kontrolvariabler og outliers

Empiriske vækstregressioner lider ofte under to problemer, som kan påvirke parameterestimaterne og konklusionerne vedrørende effekten af de forklarende variabler (Temple, 1999; De Haan og Sturm, 2005). Det første problem vedrører robustheden af sammenhængen mellem variablerne. Det andet problem vedrører betydningen af ekstreme observationer (*outliers*).

Robusthedsproblemet stammer fra det forhold, at empiriske vækstregressioner ofte inddrager et stort antal forklarende variabler (Sala-I-Martin, 1997). Levine og Renelt (1992) har imidlertid ved hjælp af en såkaldt *extreme bounds analysis* (EBA) påvist, at mange af disse variabler ikke er robuste over for ændringer i mængden af forklarende variabler. Ved anvendelse af samme metode har Krieckhaus (2004) ligeledes fundet, at effekten af demokrati på økonomisk vækst ikke er entydig over tid. Dette til trods anvender langt de fleste studier af sammenhængen mellem institutionelle variabler og økonomisk vækst ikke denne metode.

For at undersøge robustheden af de empiriske resultater vil analyserne nedenfor derfor blive gennemført med udgangspunkt i Levine og Renelts EBA-metodologi. Metoden indebærer, at man estimerer en serie regressioner, hvor de forklarende variabler inddeles i tre grupper som vist i (1).

$$\gamma_{i,t} = \nu + \beta_I \mathbf{I}_{i,t} + \beta_M \mathbf{M}_{i,t} + \beta_Z \mathbf{Z}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

\mathbf{I} udgør i (1) et gruppe af basisvariabler, der altid indgår i regressionerne, \mathbf{M} udgør gruppen af institutionelle variabler, mens \mathbf{Z} udgør en delmængde af øvrige variabler, som kan have indflydelse på økonomisk vækst. Ideen bag EBA-testene er dernæst at variere gruppen af \mathbf{Z} -variabler for at finde frem til de mest ekstreme øvre og nedre værdier for \mathbf{M} -variablenes koefficienter, β_m (Levine og Renelt, 1992: 944). Efter konventionelle standarder kan de ekstreme øvre og nedre grænser for β -estimaterne defineres som intervallet mellem det højeste og laveste $\beta_m \pm 1,64$ standardfejl (dvs. maksimum og minimum for $\beta_m \pm 1,64\sigma_m$). Hvis den ekstreme nedre værdi eksempelvis er negativ, mens den ekstreme øvre værdi er positiv, så er variabelen – strengt taget – ikke robust (Levine og Renelt, 1992:944; Sala-I-Martin, 1997:178). Pointen er således, at kun variabler, for hvilke koefficienten ikke ændrer fortegn, og som forbliver signifikante efter konventionelle standarder uanset kombinationen af \mathbf{Z} -variabler, kan siges at være “robuste”. Her følger vi Levine og Renelts (1992) samt Krieckhaus’ (2004) set-up og

inkluderer fire **I**-variabler: (ln)BNP per capita (lagget én periode), investeringsandelen af BNP, et mål for sekundærudannelse og populationsvækst. Disse er tillige standardindhold i de fleste empiriske vækstanalyser (fx. Barro, 1997; 2000).⁷

Z-variablerne består af yderligere fire variabler, som en række tidligere studier har inkluderet i vækstregressioner (se fx. Barro, 1997; Frankel og Romer, 1999; Przeworski et al., 2000). Disse er handel med omverdenen opgjort ved eksport + import som andel af BNP, (log)inflationsniveauet, forventet levetid og et demokrati-mål, hvoraf sidstnævnte er valgt for at teste effekten af politisk magtdeling, når der kontrolleres for graden af demokrati.⁸ Her er anvendt komponenten "politiske rettigheder" fra Freedom House (2004) demokrati-indekset, hvilket skulle give en relativt entydig operationalisering af demokratiets procedurale aspekter – valgdeltagelse og partikonkurrence. Demokrati-variablen er transformeret til en skala fra 0 til 100, hvor høje værdier indikerer demokrati.

I praksis gennemføres EBA-tests af Levine/Renelt-typen dernæst ved først af køre en række basisregressioner, hvori kun basisvariablerne (**I**) og de institutionelle variabler (**M**) indgår. Dernæst gennemføres en serie regressioner, hvor samtlige mulige kombinationer af op til tre **Z**-variabler indgår, hvorefter de ekstreme værdier for β -estimerne og deres signifikansniveau kan identificeres.

Det bør imidlertid nævnes, at EBA-testen er en særdeles konservativ test af variabelers robusthed. Hvis en given variabel således ikke "overlever" testen, er det ikke nødvendigvis bevis for, at den ikke påvirker den afhængige variabel. Snarere siger EBA-testen noget om styrken af sammenhængen mellem **M** og γ , samt i hvor høj grad denne er følsom overfor ændringer i gruppen af øvrige kontrolvariabler. Sala-I-Martin (1997) har således kritiseret *extreme bounds*-testen for at være for ekstrem, da det ofte vil være muligt at specificere en regressionsmodel, der gør enhver given variabel insignifikant.

Et andet forhold, som kan påvirke parameterestimerne i OLS-regressioner, er tilstedeværelsen af outliers (ekstreme eller atypiske observationer), idet disse kan have en (uforholdsmæssig) stor indflydelse på parameterestimerne (De Haan og Sturm, 2005:599). En væsentlig grund til, at lande kan optræde som outliers i vækstregressioner, er, at datakvaliteten i nogle tilfælde er ringe og forbundet med en betydelig usikkerhed (Barro, 2000:11).⁹ Dette er især et problem i fattige lande og kan vise sig ved, at disse oftere optræder som outliers. For at undersøge hvorvidt og i hvilken grad ekstreme observationer påvirker de estimate-rede sammenhænge, er regressionsanalyserne nedenfor gennemført både med og uden outliers.¹⁰

Panelanalyse

De fleste analyser af sammenhængen mellem økonomisk vækst og institutionelle variabler anvender regressionsanalyser for et tværsnit af lande med gennemsnitsdata for en længere periode (Leblang, 1996; Henisz, 2000; Krieckhaus, 2004). I modsætning hertil er de empiriske analyser i denne artikel gennemført med udgangspunkt i et (ubalanceret) paneldatasæt for over 100 lande (**N**) i perioden 1980-2000 (**T**=21). Anvendelsen af paneldata har fordele i forhold til tidsserie-

og tværnsnitsdata, men skaber også en række problemer, som potentielt kan skabe upålidelige resultater og inefficente parameterestimater (se fx. Kittel og Winner, 2003; Plümper et al., 2005).

Blandt fordelene ved paneldata er, at antallet af observationer oftest øges betragteligt i forhold til tværnsnitsanalyser, hvilket giver mere information om variabelers udvikling over tid og rum. Desuden er det med paneldata muligt ved hjælp af lantedummyer at tage højde for såkaldt *omitted variable bias* og uobserverede landespecifikke variabler (Plümper et al., 2005:329; Kittel og Winner, 2003). Problemet med paneldata er, at datastrukturen betyder, at den klassiske OLS-regressionsmodels forudsætninger oftest ikke er opfyldt. De statistiske problemer udspringer af panelstrukturens kombination af en tidsdimension og en tværnsnitsdimension. Kort fortalt skaber tidsdimensionen problemer med autokorrelation, hvorimod tværnsnitsdimensionen potentielt skaber problemer med heteroskedasticitet og samtidig korrelation på tværs af lande (*contemporaneous cross-sectional correlation*) eksempelvis på grund af fælles eksogene chok. I de empiriske analyser er disse problemer håndteret på følgende måde.

For det første modelleres dynamikken i paneldata ved at inkludere en lagged afhængig variabel, $\gamma_{i,t-1}$, således at model (1) ovenfor omskrives til at antage følgende form:

$$\gamma_{i,t} = \alpha_i + \rho\gamma_{i,t-1} + \beta_1 X_{i,t} + \dots + \beta_k X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Pointen med at inkludere en *lagged* afhængig variabel er, at den modellerer en autoregressiv proces, hvor koefficienten ρ indikerer, i hvilken grad økonomisk vækst i år t afhænger af vækst i år $t-1$, således at $E(\varepsilon_{i,t}) \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ udgør et såkaldt *white noise* fejldet uden autokorrelation.

For det andet inkluderer alle analyserne landespecifikke effekter (*fixed effects*). I (2) udgør α_i således en dummyvariabel for land i , som bidrager til at modellere heterogenitet samt uobserverede, tidsinvariante og landespecifikke faktorer, som påvirker økonomisk vækst. Eventuel tilbageværende variansheterogenitet og tværnsnitskorrelation korrigeres dernæst ved at anvende robuste standardfejl eller panel-korrigerede standardfejl (PCSEs) (Beck og Katz, 1995; Beck, 2001).

Imidlertid skaber tilstedeværelsen af lantedummyer potentielt et problem i relation til analyser, der søger at kortlægge effekterne af institutionelle variabler. Ét karakteristikum ved institutioner er, at de er træge, relativt tidsinvariante og kun ændres relativt langsomt. Dvs. at der til tider vil være høj (nogle gange perfekt) kollinearitet mellem lantedummyerne og de institutionelle uafhængige variabler (Beck, 2001:285; Plümper et al., 1995:330). Tilstedeværelsen af lantedummyer kan derfor bidrage til at sløre den substantielle og statistiske signifikans af de institutionelle variabler, selv om de reelt har en effekt på økonomisk vækst. Hvorvidt lantedummyer skal inkluderes i analyserne er imidlertid – som udgangspunkt – et empirisk spørgsmål. Med disse forbehold er resultaterne fra de empiriske analyser vist i næste afsnit.

Resultater

Tabel 1 viser resultaterne fra en serie regressioner med økonomisk vækst som afhængig variabel og basisvariablerne og de institutionelle variabler som forklarende variabler.

Tabel 1 viser otte regressionsmodeller. Model 1-4 viser resultaterne for regressioner med niveauvariabler for vetoaktører og ejendomsrettigheder. Model 5-8 viser resultater for tilsvarende modeller, hvor regressionerne er lavet med årlige ændringer (Δ) for de institutionelle variabler. For at undersøge betydningen af outliers er regressionerne i model 1-8 desuden gennemført både med og uden tilstedeværelsen af outliers, defineret som observationer med standardiserede residualer, der ikke er større end 3 eller mindre end -3 (jf. Gujarati, 2003:494).

Regressionerne i model 1-4 og 5-8 er gennemført efter samme fremgangsmåde. I model 1-2 og 5-6 er der først testet for, om landespecifikke dummyvariabler bør inkluderes for at opnå en korrekt modelspecificering. En F-test viser, at det er tilfældet i alle regressioner.¹¹ I både regressionerne med og uden outliers indikerer en modificeret Wald-test herefter, at der fortsat er heteroskedasticitet til stede i residualerne. Estimerne i model 1-2 og 5-6 er derfor beregnet med anvendelse af robuste (White heteroskedasticitets-korrigerede) standardfejl, mens model 3-4 og 7-8 følger anbefalingen fra Beck og Katz (1995) om at bruge panel-korrigerede standardfejl (PCSEs). Alt i alt giver regressionerne i model 3-4 og 7-8 således de mest korrekte modelspecificeringer, eftersom disse både tager højde for og modellerer dynamikken og heterogeniteten i paneldatas struktur.

Som det fremgår af tabel 1, ændres signifikansen for både niveauet af og ændringer i ejendomsrettighedsvariablen stort set ikke ved anvendelsen af PCSEs. For så vidt angår vetoaktørvariablerne, betyder anvendelsen af PCSEs imidlertid, at standardfejlene bliver betydeligt større end White-standardfejlene i modelerne med outliers, hvilket bevirker, at begge vetoaktørvariabler bliver marginalt insignifikante efter konventionelle standarder. Dette resultat er dog i nogen grad forårsaget af, at relativt få ekstreme observationer for enkelte lande-år trækker estimerne for vetoaktørvariablerne i nedadgående retning. Ses der bort fra disse, har konfigurationen af vetoaktører en større og statistisk signifikant effekt på økonomisk vækst både i model 4 og 8. Vækstregressioner med paneldata er således også i nogen grad følsomme over for tilstedeværelsen af outliers.¹²

Kigger vi på den substantielle betydning af resultaterne for de institutionelle variabler, indikerer regressionsanalyserne, at graden af politisk magtdeling og beskyttelsen af private ejendomsrettigheder, selv når der kontrolleres for andre relevante variabler, har en positiv effekt på økonomisk vækst. Både højere niveauer af politisk magtdeling samt ændringer i retning af større politisk magtdeling har en positiv effekt på økonomisk vækst, om end effekten af vetoaktørerne ikke er statistisk signifikant i model 3 og 7 (hvor outliers er inkluderet). Derimod er resultaterne for ejendomsrettigheder relativt entydige. Både et højere niveau samt ændringer i retning af bedre beskyttelse af ejendomsrettigheder virker fremmende for økonomisk vækst – og i begge tilfælde er variablerne statistisk signifikante. Disse resultater korresponderer med flere lignende studier inden for

Table 1. Institutioner og økonomisk vækst: Basismodeller, panelanalyser 1980-2000^a

Model Metode	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)	
	White, FE(C)	Ja	White, FE(C)	Nej	PCSE, FE(C)	Ja	PCSE, FE(C)	Nej	White, FE(C)	Ja	White, FE(C)	Nej	PCSE, FE(C)	Ja	PCSE, FE(C)	Nej
Outliers?																
I-variable																
Vetoaktører (log <i>checks</i>), t-1	1,20* (0,70)	-	1,60*** (0,59)	-	1,20 (0,78)	-	1,60*** (0,59)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Δ Vetoaktører, (log <i>checks</i>), t-1	0,75*** (0,19)	-	0,61*** (0,16)	-	0,75*** (0,18)	-	0,61*** (0,15)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ejendoms- rettigheder	-	-	-	-	-	-	-	-	1,04* (0,60)	1,04* (0,61)	0,96* (0,50)	0,96* (0,52)	1,04* (0,61)	1,04* (0,61)	0,96* (0,52)	0,96* (0,52)
M-variable																
Vækst, t-1	0,04 (0,05)	0,12*** (0,03)	0,12*** (0,03)	0,12*** (0,04)	0,04 (0,06)	0,12*** (0,04)	0,12*** (0,04)	0,12*** (0,04)	0,07 (0,05)	0,07 (0,05)	0,13*** (0,03)	0,13*** (0,03)	0,07 (0,07)	0,07 (0,07)	0,13*** (0,04)	0,13*** (0,04)
BNP, t-1	-7,25*** (1,25)	-5,42*** (0,93)	-5,42*** (0,93)	-5,42*** (1,34)	-7,25*** (1,96)	-5,42*** (1,34)	-5,42*** (1,34)	-5,42*** (1,34)	-6,83*** (1,27)	-6,83*** (1,27)	-5,16*** (0,95)	-5,16*** (0,95)	-6,83*** (2,11)	-6,83*** (2,11)	-5,16*** (1,46)	-5,16*** (1,46)
Investeringsratio	0,15** (0,07)	0,14*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,15*** (0,05)	0,14*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,14*** (0,04)	0,16** (0,07)	0,16** (0,07)	0,13*** (0,04)	0,13*** (0,04)	0,16*** (0,06)	0,16*** (0,06)	0,13*** (0,04)	0,13*** (0,04)
Pop.-vækst	-0,86*** (0,19)	-0,84*** (0,14)	-0,84*** (0,14)	-0,84*** (0,14)	-0,86*** (0,18)	-0,84*** (0,14)	-0,84*** (0,14)	-0,84*** (0,14)	-0,87*** (0,19)	-0,87*** (0,19)	-0,95*** (0,15)	-0,95*** (0,15)	-0,87*** (0,20)	-0,87*** (0,20)	-0,95*** (0,13)	-0,95*** (0,13)
Uddannelse	0,05*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,05*** (0,02)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,06*** (0,01)	0,04*** (0,001)	0,04*** (0,001)	0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)	0,04*** (0,01)	0,04*** (0,01)
F (model)	11,56***	16,82***	16,82***	16,82***	-	16,82***	16,82***	16,82***	8,78***	8,78***	14,07***	14,07***	-	-	-	-
Obs.	1820	1782	1782	1782	1820	1782	1782	1782	1707	1707	1671	1671	1707	1707	1671	1671
R ²	0,22	0,28	0,28	0,28	0,22	0,28	0,28	0,28	0,22	0,22	0,28	0,28	0,22	0,22	0,28	0,28
F (C)	2,65***	2,56***	2,56***	2,56***	-	-	-	-	2,20***	2,20***	2,42***	2,42***	-	-	-	-
Hausman, χ^2	718,3***	-	-	-	-	-	-	-	414,8***	414,8***	-	-	-	-	-	-
Wald, prob. χ^2	<0,000	-	-	-	-	-	-	-	<0,000	<0,000	-	-	-	-	-	-

a. b-koefficienter og standardfejl er afrundede. Konstant og *fixed effects* er inkluderet i alle modellerne, men ikke rapporteret. FE(C) = ländedummyer. Obs. = antal observationer. F(C) = F-test for inklusion af ländedummyer. Hausman, χ^2 (FE vs. RE) = Hausman-test for *fixed effects* vs. *random effects*. Wald, prob. χ^2 = modificeret Wald-test for heteroskedasticitet.
*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01. - indikerer, at variabelen eller testen ikke indgår.

Tabel 2. Sensitivitetstests for institutionelle effekter på økonomisk vækst, panelanalyser 1980-2000^a

Model	(1) –	(2) –	(3) Δ	(4) Δ
Outliers?	Ja	Nej	Ja	Nej
I-variable				
Veto-aktører (<i>ln checks</i>), t-1	Højeste 1,29 (0,77) [1,67]* Basis 1,20 (0,78) [1,55] Laveste 0,86 (0,81) [1,05] <i>P</i> < 0,05 (pct.) <i>P</i> < 0,10 (pct.)	1,60 (0,59) [2,73]*** 1,60 (0,59) [2,73]*** 1,15 (0,65) [1,78]* 71 pct. 100 pct.	1,82 (1,21) [1,51] 1,68 (1,18) [1,42] 1,62 (1,21) [1,33] 0 pct. 0 pct.	.1,56 (0,91) [1,73]* 1,56 (0,91) [1,73]* 1,06 (0,88) [1,20] 0 pct. 14 pct.
Ejendomsrettigheder	Højeste 0,75 (0,18) [4,15] *** Basis 0,75 (0,18) [4,15] *** Laveste 0,46 (0,19) [2,47]** <i>P</i> < 0,05 (pct.) <i>P</i> < 0,10 (pct.)	0,61 (0,15) [4,20]*** 0,61 (0,15) [4,20]*** 0,29 (0,16) [1,80]* 79 pct. 100 pct.	1,24 (0,61) [2,04]** 1,04 (0,61) [1,71]* 0,92 (0,59) [1,56] 21 pct. 71 pct.	0,99 (0,52) [1,89]* 0,96 (0,52) [1,83]* 0,65 (0,49) [1,33] 0 pct. 50 pct.
M-variable				
BNP, t-1	Højeste -7,25 (1,96) [3,70] *** Laveste -7,64 (1,96) [3,89] *** <i>P</i> < 0,05 (pct.) <i>P</i> < 0,10 (pct.)	-5,33 (1,34) [3,96]*** -5,88 (1,45) [4,05]*** 100 pct. 100 pct.	-6,83 (2,11) [3,24]*** -7,53 (2,17) [3,47]*** 100 pct. 100 pct.	-5,11 (1,45) [3,53]*** -6,19 (1,60) [3,86]*** 100 pct. 100 pct.
Investeringsratio	Højeste 0,15 (0,05) [3,09] *** Laveste 0,14 (0,06) [2,52]*** <i>P</i> < 0,05 (pct.) <i>P</i> < 0,10 (pct.)	0,16 (0,04) [4,37] *** 0,13 (0,03) [3,97]*** 93 pct. 100 pct.	0,16 (0,06) [2,91]*** 0,15 (0,06) [2,31]** 50 pct. 100 pct.	0,17 (0,04) [4,57] *** 0,11 (0,04) [3,25] *** 100 pct. 100 pct.
Pop.-vækst	Højeste -0,74 (0,16) [4,52] *** Laveste -0,77 (0,15) [4,93] *** <i>P</i> < 0,05 (pct.) <i>P</i> < 0,10 (pct.)	-0,79 (0,15) [5,35]*** -0,86 (0,16) [5,32]*** 100 pct. 100 pct.	-0,80 (0,15) [5,38]*** -0,83 (0,20) [4,10]*** 100 pct. 100 pct.	-0,84 (0,13) [-6,42]*** -0,95 (0,13) [-7,28]*** 100 pct. 100 pct.

Uddannelse	Højeste	0,05 (0,02) [2,99]***	0,03 (0,01) [2,20]**	0,06 (0,02) [3,45]***	0,04 (0,01) [3,14]***
	Laveste	0,02 (0,01) [1,62]	0,01 (0,01) [0,74]	0,03 (0,015) [1,81]*	0,01 (0,01) [0,85]
	<i>p</i> <0,05 (pct.)	57 pct.	0 pct.	43 pct.	29 pct.
	<i>p</i> <0,10 (pct.)	93 pct.	43 pct.	100 pct.	50 pct.
Z-variable					
Demokrati, t-1	Højeste	0,007 (0,01) [0,69]	0,004 (0,008) [0,47]	-	-
	Laveste	0,0008 (0,009) [0,08]	0,001 (0,008) [0,12]		
	<i>p</i> <0,05 (pct.)	0 pct.	0 pct.		
	<i>p</i> <0,10 (pct.)	0 pct.	0 pct.		
Δ Demokrati, t-1	Højeste	-	-	0,002 (0,01) [0,13]	-0,01 (0,01) [1,24]
	Laveste			-0,005 (0,01) [0,34]	-0,02 (0,01) [2,06]**
	<i>p</i> <0,05 (pct.)			0 pct.	29 pct.
	<i>p</i> <0,10 (pct.)			0 pct.	57 pct.
Handel	Højeste	0,03 (0,01) [2,60]***	0,03 (0,009) [3,36]***	0,03 (0,01) [3,12]***	0,04 (0,008) [4,80]***
	Laveste	0,02 (0,01) [1,57]	0,03 (0,01) [2,78]***	0,03 (0,015) [1,97]**	0,04 (0,01) [3,65]***
	<i>p</i> <0,05 (pct.)	29 pct.	100 pct.	71 pct.	100 pct.
	<i>p</i> <0,10 (pct.)	71 pct.	100 pct.	100 pct.	100 pct.
Inflation (log)	<i>p</i> <0,05 (pct.)	100 pct.	100 pct.	100 pct.	100 pct.
	<i>p</i> <0,10 (pct.)	100 pct.	100 pct.	100 pct.	100 pct.
Levetid (ln, forventet)	<i>p</i> <0,05 (pct.)	0 pct.	14 pct.	29 pct.	29 pct.
	<i>p</i> <0,10 (pct.)	50 pct.	57 pct.	86 pct.	86 pct.

a. b-koefficienter og standardfejl er afrundede. () angiver standardfejl; [] angiver t-værdi. * Signifikansniveau <0,1; ** signifikansniveau <0,05; *** signifikansniveau <0,01. – indikerer, at variablen ikke indgår. Regressionerne i kolonne 1-2 er EBA-tests med udgangspunkt i model 3 og 4 i tabel 1. Regressionerne i kolonne 3-4 er EBA-tests med udgangspunkt i model 7 og 8 i tabel 1. Højeste og laveste β -estimat er af pladsmæssige hensyn ikke vist for variablerne inflation og forventet levetid. Lagged vækst indgår i alle regressioner, men er af pladsmæssige hensyn ikke vist. Alle analyser er lavet med *fixed effects* og PCSEs, da disse modsat White-standardfejlene korregerer for både heteroskedasticitet og samtidig korrelation på tværs af lande.

området (Knack og Keefer, 1995; Leblang, 1996; Henisz, 2000; Kurrild-Klitgaard, 2001; Stasavage, 2002; Dawson, 2003).

For så vi vidt angår de øvrige (basis)variabler i regressionerne, har disse allesammen det forventede fortegn, ligesom alle har signifikant betydning for økonomisk vækst. Høje investerings- og uddannelsesniveauer er generelt forbundet med højere vækstrater, ligesom høj befolkningstilvækst har en negativ effekt på økonomisk vækst. Både fortegnet og signifikansen for den laggede BNP-variabel er ligeledes som forventet. Dette understøtter således konvergensteorien og korresponderer med konklusionerne fra mange empiriske vækstanalyser (fx. Barro, 1997; Knack og Keefer, 1995; Henisz, 2000). Dvs. at fattige lande – som den betingede konvergenstese siger – alt andet lige tenderer til at vokse hurtigere end velstående lande. Det indikerer også, at fattige landes økonomier generelt vokser hurtigere end rige landes, hvis de har et ensartet institutionelt set-up, samt hvis de er ensartede med hensyn til andre forhold (fx. uddannelse), der har betydning for økonomisk vækst.

Sensitivitetsanalyser

Spørgsmålet er imidlertid, om resultaterne fra tabel 1 ændres, hvis gruppen af kontrolvariabler udvides og kombineres på forskellige måder. Med udgangspunkt i Levine og Renelts (1992) EBA-tests kan man spørge, om resultaterne fra tabel 1 er robuste som defineret af EBA-metodologien. For at undersøge dette, er der gennemført en serie *extreme bounds*-analyser, hvor regressionerne i model 3-4 og 7-8 (dvs. både med og uden outliers) er gentaget men med inklusion af samtlige mulige kombinationer af Z-variabler fra (1) ovenfor. Resultaterne fra EBA-testene er vist i tabel 2, som angiver resultaterne for både de institutionelle variabler (M), basisvariablerne (I) og Z-variablerne. Kolonne 1-2 viser resultaterne fra EBA-testene med niveauet for de institutionelle variabler som M-variabler, mens kolonne 3-4 viser resultaterne for ændringer i disse.

Tabel 2 gengiver resultaterne fra basisregressionerne i tabel 1 (model 3-4 og 7-8), samtidig med at det højeste og laveste β -estimat med korresponderende standardfejl og t-værdi er vist for både de institutionelle variabler, basisvariablerne og Z-variablerne. Ligeledes er det angivet, hvor ofte variablerne er signifikante med $p < 0,05$ og $p < 0,10$. Statistisk set er tre ting som udgangspunkt værd at hæfte sig ved. For det første hvorvidt β -estimerne ændrer fortegn; for det andet om de øvre og nedre ekstreme grænser er signifikante med $p < 0,10$; og endelig hvor hyppigt en variabel "overlever" EBA-testen.

Kigger vi på resultaterne fra EBA-testene, hvori samtlige observationer er inkluderet (kolonne 1 og 3), er det umiddelbart klart, at vetoaktørvariablen ikke klarer testen, hverken for så vidt angår niveauet af politisk magtdeling eller ændringer i denne. I begge tilfælde er de nedre grænser ($\beta - 1,64\sigma$) for de laveste estimater negative og dermed ikke "robuste". Dette resultat er imidlertid – for så vidt angår niveauet af politisk magtdeling – for en stor dels vedkommende et produkt af tilstedeværelsen af (relativt få) ekstreme observationer.¹³ Af kolonne 2 fremgår det således, at vetoaktørvariablen er en robust variabel, hvis EBA-regressionerne gentages uden outliers. I dette tilfælde er koefficienterne for kon-

figurationen af vetoaktører positive, samtidig med at den nedre grænse er signifikant med $p < 0,10$. Dvs. at højere niveauer politisk magtdeling givetvis har en positiv og – hvis man ser bort fra nogle få ekstreme observationer – robust effekt på økonomisk vækst. For så vidt angår ændringer i niveauet af politisk magtdeling, ændres resultaterne imidlertid ikke meget ved eksklusion af outliers. Dog er det værd at bemærke, at denne vetoaktørvariabel ikke på noget tidspunkt ændrer fortegn.

For så vidt angår resultaterne for ejendomsrettigheder, ser situationen noget anderledes ud. Med hensyn til niveauet af ejendomsrettigheder er hverken den øvre eller nedre grænse på noget tidspunkt negativ (dvs. $\beta - 1,64\sigma > 0$). Dette er tilfældet, uanset om outliers er inkluderet eller ej i regressionerne (om end outliers tenderer til at trække estimaterne i opadgående retning). Ejendomsrettighedsvariablen er således – uanset hvordan regressionsmodellerne specificeres – signifikant med $p < 0,10$, mens den i omkring 80 pct. af tilfældene er signifikant med $p < 0,05$. Ligeledes tyder EBA-testene på, at ændringer i private ejendomsrettigheder også har en – i hvert fald tilnærmelsesvis – robust effekt på økonomisk vækst. Dog er variabelen for ændringer i private ejendomsrettigheder ”kun” signifikant med $p < 0,10$ i 71 pct. af regressionerne (kolonne 3), mens eksklusion af outliers reducerer denne andel til 50 pct. (kolonne 4). I de resterende regressioner er koefficienterne for ejendomsrettigheder dog på intet tidspunkt negative, så resultaterne giver ikke anledning til at afvise, at ændringer i private ejendomsrettigheder har en positiv effekt på økonomisk vækst.

Ud over de institutionelle variabler forekommer alle M-variablerne (BNP, investeringsratio, populationsvækst og uddannelsesniveau) at have en robust sammenhæng med økonomisk vækst. Disse resultater korresponderer i høj grad med Levine og Renelts resultater (1992: 947). Derudover har inflationsniveauet også en signifikant (negativ) indflydelse på økonomisk vækst, ligesom omfanget af økonomisk integration i verdensøkonomien – målt ved handel med omverdenen – påvirker økonomisk vækst positivt (jf. Frankel og Romer, 1999).

For så vidt angår graden af demokrati, er denne – endog meget – insignifikant og således ikke-robust. I EBA-testene i kolonne 3, hvor demokrativariablen indgår som ændringer fra år til år, ændres fortegnet på demokrativariablen sågar undervejs, mens resultaterne i kolonne 4, hvor outliers er ekskluderet, antyder, at ændringer i retning af øget demokratisering har en negativ effekt på økonomisk vækst. Den generelle konklusion må dog være – de meget lave t-værdier i kolonne 1-3 taget i betragtning – at graden af demokrati-autokrati ikke har nogen særlig betydning for økonomisk vækst, når der kontrolleres for andre relevante institutionelle faktorer, hvilket korresponderer med konklusionerne fra andre lignende studier (fx. Knack og Keefer, 1995: 219-220; Leblang, 1996: 17-18; Przeworski et al., 2000: 146-158). Men det betyder også, at autokratier generelt ikke er bedre til at skabe økonomisk vækst end demokratier, og at kritikken af demokratier for at være væksthæmmende i almindelighed ikke finder empirisk medhold. Det antyder også – som Przeworski og Limongi (1993: 65) har påpeget – at distinktionen mellem demokrati og autokrati givetvis ikke indfanger de relevante institutionelle forskelle i relation til at forklare variationer i økonomiske vækstrater.

Et muligt kritikpunkt i denne forbindelse kunne være, at demokrativariablens insignifikans skyldes, at vetoaktørvariablen reelt blot er et alternativt udtryk for graden af demokrati. Politiske systemer med høj magtdeling tenderer ofte til at være mere demokratiske, ligesom regimer, der klassificeres som diktaturer, ofte kan karakteriseres som havende en enkelt vetoaktør. Både teoretisk og empirisk forekommer det alligevel rimeligt at skelne mellem politisk magtdeling på den ene side, forstået som deling af politisk beslutningskompetence mellem forskellige vetoaktører, og demokrati på den anden side, primært forstået som befolkningens deltagelse i frie og fair valg (jf. Dahl, 1998: 35-40). Demokrati vedrører således i langt højere grad, i hvilket omfang vælgerbefolkningen har lige og fri adgang til med jævne mellemrum at vælge og vrage politiske ledere, snarere end det udtrykker, i hvilket omfang den politiske magt er delt mellem forskellige vetoaktører, der kan blokere konkrete beslutninger (Henisz, 2000; Stasavage, 2002: 57; Tsebelis, 2002: 67-68). Om end politisk magtdeling og demokrati indeholder overlappende elementer, er vetoaktørvariablen således ikke blot en alternativ demokrativariabel.¹⁴

Konklusion

Formålet med nærværende artikel har været teoretisk og empirisk at analysere sammenhængen mellem politiske institutioner og økonomisk vækst, og specifikt at undersøge hvilken betydning private ejendomsrettigheder og forskelle i politisk magtdeling har for økonomisk vækst.

De empiriske analyser er foretaget under hensyntagen til to potentielt alvorlige problemer i empiriske vækstregrressioner: Spørgsmålet om robustheden af de empiriske sammenhænge og betydningen af ekstreme observationer. På denne baggrund har de empiriske resultater vist, at niveauet af sikre private ejendomsrettigheder har en positiv, signifikant og robust effekt på økonomisk vækst, mens noget tilsvarende formentlig er tilfældet, for så vidt angår reformer i retning af bedre beskyttelse af ejendomsrettigheder. Ligeledes indikerer de empiriske resultater, at omfanget af politisk magtdeling generelt har en positiv effekt på økonomisk vækst. Imidlertid har analyserne også vist, at tilstedeværelsen af relativt få ekstreme observationer har betydning for resultaterne af EBA-tests. Inkluderes alle observationer i regressionerne, kan konfigurationen af vetoaktører således siges at have en positiv men ikke-robust effekt på økonomisk vækst. Ses der bort fra tilstedeværelsen af outliers, forekommer konfigurationen af vetoaktører derimod at have en positiv og robust effekt på økonomisk vækst. Graden af demokrati har derimod ikke nogen særlig betydning for økonomisk vækst. Dette tyder på, at politisk magtdeling – trods alt – har større og mere robust betydning for økonomisk vækst end graden af demokrati *per se*.

Den generelle konklusion må dog være, at det især er de elementer af landes institutionelle systemer, der vedrører, hvorvidt ejendomsrettigheder er velbeskyttede og effektivt institutionaliserede, der har central betydning for økonomisk vækst. Manglende håndhævelse af private ejendomsrettigheder resulterer ultimativt i lavere økonomiske vækstrater og bidrager derved til at fastholde mange lande i fattigdom.

Disse resultater åbner op for en række ubesvarede spørgsmål. Eksempelvis er det værd at bemærke, at (formel) politisk magtdeling hverken er en nødvendig eller tilstrækkelig betingelse for at opnå høj økonomisk vækst, hvilket erfaringer fra eksempelvis Sydkorea, Taiwan, Singapore og Kina bevidner (Campos og Root, 1996; Rodrik, 1997). Hvorfor nogle politiske systemer med koncentreret politisk magt hos en enkelt vetoaktør er bedre til at generere økonomisk vækst end andre, er imidlertid endnu et uafklaret spørgsmål. Desuden er det langt fra utænkeligt, at politisk magtdeling (og regimetyper) har en større indirekte snarere end direkte effekt på økonomisk vækst, fx. via beskyttelsen af private ejendomsrettigheder eller investeringsniveauet (jf. Leblang, 1996). Disse spørgsmål kan imidlertid ikke undersøges fyldestgørende her og må overlades til fremtidige studier. Der er således al mulig god grund til fortsat at beskæftige sig med politiske og institutionelle faktorerens betydning for økonomisk vækst, hvis man vil forklare og forstå, hvorfor nogle landes økonomier vokser hurtigere end andres.

Noter

1. Jeg er taknemmelig for konstruktive kommentarer fra Martin Paldam, Peter Kurrild-Klitgaard, Robert Klemmensen, Kim Sønderskov og *Politicus* anonyme bedømmere.
2. Økonomiske vækstdata stammer fra *Penn World Tables* (Summers et al., 2002).
3. De vigtigste elementer i demokrati skal her opfattes som de minimale procedurale elementer, der vedrører vælgerdeltagelse i (frie og fair) valg med konkurrerende partier/kandidater (jf. Dahl, 1998).
4. Transaktionsomkostninger kan ifølge North (1990: 27) defineres som "the cost of measuring the valuable attributes of what is being exchanged and the cost of protecting rights and policing and enforcing agreements" (jf. Berggren og Karlsson, 2003: 103).
5. Real-vækst i BNP per capita er opgjort i købekraftskorrigerede og konstante 1996-priser (Summers et al., 2002).
6. Checks-indekset er logaritmisk transformeret for at tage højde for det forhold, at en bevægelse fra en til to vetoaktører formentlig har større betydning end en bevægelse fra tre til fire vetoaktører (jf. Stasavage, 2002: 50).
7. Data for BNP, investeringer og befolkningsvækst er fra Summers et al. (2002). Data for uddannelse er fra Verdensbanken (2002a).
8. Data for handel er fra Summers et al. (2002). Data for inflation og forventet levetid er fra Verdensbanken (2002a).
9. En anden grund kan være parameterheterogenitet, altså at sammenhængene mellem variablerne er forskellig for forskellige (grupper af) lande.
10. For diskussioner af andre metoder til håndtering af outliers, se De Haan og Sturm (2005).
11. En F-test for (årlige) tidsdummyer viste, at disse var insignifikante, hvorfor de er udeladt fra regressionerne. Der er desuden gennemført en Hausman-test for *fixed effects vs. random effects*. I alle tilfælde afvises *random effects*-modellerne.
12. De ekstreme observationer findes udelukkende blandt gruppen af fattige lande, fx. Burundi, Chad og Nicaragua.
13. Antallet af outliers er omtrent det samme som i tabel 1.
14. Tilsvarende er der metodiske forskelle i konstruktionen af indeksene for demokrati og magtdeling. Test for multikollinearitet viser, at dette ej heller er et problem i analyserne.

Litteratur

- Barro, Robert J. (1991). "Economic growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 407-443.
- Barro, Robert J. (1997). *Determinants of Economic Growth*, Cambridge, MA: MIT Press
- Barro, Robert J. (2000). "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1, pp. 5-32.
- Beck, Nathaniel (2001). "Time-series-cross-section data: What have we learned in the past few years?", *Annual Review of Political Science*, Vol. 4, pp. 271-293.
- Beck, Nathaniel and Jonathan N. Katz (1995). "What to do and not to do with time-series-cross-section data", *American Political Science Review*, Vol. 89, No. 3, pp. 634-647.
- Berggren, Niclas and Nils Karlson (2003). "Constitutionalism, division of power and transaction costs", *Public Choice*, Vol. 117, No. 1-2, pp. 99-124.
- Brennan, Geoffrey and Alan Hamlin (1995). "Survey article: Constitutional political economy: The political philosophy of homo economicus?", *Journal of Political Philosophy*, Vol. 3, No. 3, pp. 280-303.
- Campos, Jose and Hilton Root (1996). *The Key to the Asian Miracle*, Washington, DC: Brookings Institution.
- Cox, Gary and Matthew D. McCubbins (2001). "The institutional determinants of economic policy outcomes", pp. 28-89 in Stephan Haggard and Matthew D. McCubbins (eds.), *Presidents, Parliaments, and Policy*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Dahl, Robert (1998). *On Democracy*, New Haven and London: Yale University Press.
- Dawson, John W. (2003). "Causality in the freedom-growth relationship", *European Journal of Political Economy*, Vol. 19, pp. 479-495.
- De Haan, Jakob and Jan-Egbert Sturm (2005). "Determinants of long-term growth: New results applying robust estimation and extreme bounds analysis", *Empirical Economics*, Vol. 30, No. 3, pp. 597-617.
- Frankel, Jeffrey and David Romer (1999). "Does trade cause growth?", *American Economic Review*, Vol. 89, No. 3, pp. 379-399.
- Fraser Institute (2003). *Economic Freedom of the World 1975-2001*, www.fraserinstitute.ca.
- Freedom House (2004). *Freedom in the World*. www.freedomhouse.org.
- Gujarati, Damodar (2003). *Basic Econometrics*, 4th ed., New York: McGraw-Hill.
- Gwartney, James D. and Robert A. Lawson (2003). "The concept and measurement of economic freedom", *European Journal of Political Economy*, Vol. 19, pp. 405-430.
- Henisz, Witold J. (2000). "The institutional environment for economic growth", *Economics and Politics*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-31.
- Keefer, Philip (2002). *DPI 2002: Database of Political Institutions: changes and variable definitions*, Mimeo, Washington, DC: World Bank.
- Kittel, Bernhard and Hannes Winner (2003). "How reliable is pooled analysis in political economy?", *Discussion paper 02/3*, Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung.
- Knack, Stephen and Phillip Keefer (1995). "Institutions and economic performance: Cross-country tests using alternative institutional measures", *Economics and Politics*, Vol. 7, pp. 207-227.
- Krieckhaus, Jonathan (2004). "The regime debate revisited: A sensitivity analysis of democracy's economic effect", *British Journal of Political Science*, Vol. 34, pp. 635-655.
- Kurrild-Klitgaard, Peter (2001). "Velstandens grundlov: Magtdeling, rettigheder og gevinstsøgning", *Politica*, 33. årg., nr. 1, pp. 41-65.
- Kurrild-Klitgaard, Peter and Gert Tinggaard Svendsen (2003). "Rational Bandits: Plunder, Public Goods, and the Vikings", *Public Choice*, Vol. 117, pp. 255-272.
- Kydland, Finn and Edward C. Prescott (1977). "Rules rather than discretion: The

- inconsistency of optimal plans”, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3, pp. 473-492.
- Leblang, David A. (1996). “Property rights, democracy and economic growth”, *Political Research Quarterly*, Vol. 49, No. 1, pp. 5-26.
- Levine, Ross and David Renelt (1992). “A sensitivity analysis of cross-country growth regressions”, *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 942-963.
- Linz, Juan J. (1990). “The perils of presidentialism”, *Journal of Democracy*, Vol. 1, No. 1, pp. 51-69.
- Mueller, Dennis C. (1997). “Constitutional Public Choice”, in Dennis C. Mueller (ed.), *Perspectives on Public Choice*, Cambridge: Cambridge University Press.
- North, Douglass (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- North, Douglass and Barry Weingast (1989). “Constitutions and commitment: The evolution of institutions governing public choice in seventeenth-century England”, *Journal of Economic History*, Vol. XLIX, No. 4, pp. 803-832.
- Olson, Mancur (1993). “Dictatorship, democracy and development”, *American Political Science Review*, Vol. 87, No. 3, pp. 567-576.
- Olson, Mancur (2000). *Power and Prosperity: Outgrowing Communist and Capitalist Dictatorships*, New York: Basic Books.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini (2003). *The Economic Effects of Constitutions*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Plümper, Thomas, Vera E. Troeger and Philip Manow (2005). “Panel data analysis in comparative politics: Linking theory to methods”, *European Journal of Political Science*, Vol. 44, pp. 327-354.
- Przeworski, Adam and Fernando Limongi (1993). “Political regimes and economic growth”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 7, No. 3, pp. 51-69.
- Przeworski, Adam, Michael E. Alvarez, José Antonio Cheibub and Fernando Limongi (2000). *Democracy and Development*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Rodrik, Dani (1997). “The paradoxes of the successful state”, *European Economic Review*, Vol. 41, pp. 411-442.
- Sala-I-Martin, Xavier (1997). “I just ran two million regressions”, *American Economic Review*, Vol. 87, No. 2, pp. 178-183.
- Schjødt, Esben B. og Gert Tinggaard Svendsen (2004). ”Institutionel økonomi og social kapital teori: Et integreret perspektiv på økonomisk vækst”, *Politica*, 36. årg., nr. 2, pp. 201-216.
- Stasavage, David (2002). “Private investment and political institutions”, *Economics and Politics*, Vol. 14, No. 1, pp. 41-63.
- Summers, Robert, Alan Heston and Bettina Aten (2002). *Penn World Tables, Mark 6.1*, University of Pennsylvania: Center for International Comparisons.
- Temple, Jonathan (1999). “The new growth evidence”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 1, pp. 112-156.
- Tsebelis, George (2002). *Veto Players – how political institutions work*, New Jersey: Princeton University Press.
- Verdensbanken (2002a). *World Development Indicators*, Washington, DC: World Bank.
- Verdensbanken (2002b). *Database of Political Institutions*, www.worldbank.org.
- Weaver, R. Kent and Bert A. Rockman (1993). “Assessing the effects of institutions”, in R. Kent Weaver and Bert A. Rockman (eds.), *Do Institutions Matter?*, Washington, DC: The Brookings Institution.
- Weingast, Barry (1995). “The economic role of political institutions: Market-preserving federalism and economic development”, *Journal of Law, Economics and Organization*, Vol. 11, No. 1, pp. 1-31.