



EKONOMI-
HÖGSKOLAN

Företagsekonomiska institutionen

FEKH19

Examensarbete i Strategic Management på kandidatnivå

VT 2019

Mångfald – en nyckel till framgång?

En longitudinell och kvantitativ studie på mångfald och finansiell prestation i svenska företag

Författare:

Emina Hrustic

Jesper Salomonson

Zakaria El-Segaier

Oscar Torsmar

Handledare:

Niklas Lars Hallberg

SAMMANFATTNING

Examensarbetets titel: Mångfald – en nyckel till framgång?

Seminariedatum: 2019-06-04

Kurs: FEKH19, Examensarbete i Strategic Management på kandidatnivå, 15 hp.

Författare: Emina Hrustic, Jesper Salomonson, Zakaria El-Segaier, Oscar Torsmar.

Handledare: Niklas Lars Hallberg

Nyckelord: Könsbaserad mångfald, etnisk mångfald, finansiell prestation, svenska företag, paneldata.

Syfte: Syftet med denna studie är att undersöka om det finns kausala samband, och i sådana fall vilka, mellan könsbaserad och etnisk mångfald och finansiell prestation i svenska företag.

Metod: Vi genomför en kvantitativ studie baserad på paneldata från 72 företag noterade på Nasdaq Stockholm för tre år. Användandet av paneldata möjliggör att vi kan kontrollera för omvänd kausalitet. Vi operationaliserar mångfaldsvariablerna och finansiell prestation genom Blaus index respektive rörelsemarginal. Med hjälp av en *Error Component Model* med fasta effekter kan vi kontrollera för icke-observerbara egenskaper.

Teoretiskt perspektiv: Studien utgår från agentteorin, *Upper Echelons theory* (UE) och resursbaserad teori samt tillägg av tidigare forskning.

Empiri: Data för könsbaserad och etnisk mångfald samt finansiell prestation har samlats in från årsredovisningar. Information om branschtillhörighet och företagsstorlek har hämtats från Nasdaq Stockholm.

Resultat: Vår studie finner ett positivt signifikant samband mellan könsbaserad och etnisk mångfald i koncernledning och finansiella prestation. Detta samband kan även bekräftas för könsbaserad mångfald i hela företaget. Vid kontroll för omvänd kausalitet kunde vi fastställa ett kausalt samband mellan etnisk mångfald i koncernledning och finansiell prestation. På styrelsenivå kunde vi inte finna något signifikant samband för endera av mångfaldsvariablerna.

ABSTRACT

Title: Diversity – A Key to Success?

Seminar date: 2019-06-04

Course: FEKH19, Bachelor Degree Project in Strategic Management, Undergraduate Level, 15 ECTS.

Authors: Emina Hrustic, Jesper Salomonson, Zakaria El-Segaier, Oscar Torsmar.

Advisor: Niklas Lars Hallberg

Key words: Gender diversity, ethnic diversity, financial performance, Swedish companies, panel data.

Purpose: The purpose of this study is to investigate if there exist causal relationships, and if so which, between gender and ethnic diversity and financial performance in Swedish companies.

Methodology: We conduct a quantitative study based on panel data from 72 companies listed on Nasdaq Stockholm for three years. The use of panel data enables us to control for reverse causality. We operationalize the diversity variables and financial performance through Blau's index and operating margin respectively. We control for hidden characteristics using an Error Component Model with fixed effects.

Theoretical perspectives: The study is based on Agency Theory, Upper Echelons Theory (UE) and the Resource-Based View with the addition of previous research.

Empirical foundation: Data for gender diversity, ethnic diversity, and profitability have been collected from annual reports. Information on industry affiliation and company size has been obtained from Nasdaq Stockholm.

Conclusions: Our study finds a positively significant relationship between gender and ethnic diversity in top management teams and financial performance. This relationship can also be confirmed for gender diversity throughout the company. When we controlled for reverse causality, we could establish a causal relationship between ethnic diversity in top management teams and financial performance. At the board level, we could not find any significant relationship for either of the diversity variables.

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

| | |
|--|-----------|
| INLEDNING | 5 |
| TEORETISKT RAMVERK OCH HYPOTESBILDNING..... | 8 |
| ANTROPOLOGISK BAKGRUND TILL KÖN | 9 |
| ANTROPOLOGISK BAKGRUND TILL ETNICITET..... | 9 |
| MÅNGFALD I STYRELSE: AGENTTEORI | 10 |
| MÅNGFALD I KONCERNLEDNING: UPPER ECHELONS TEORI | 12 |
| MÅNGFALD I HELA FÖRETAGET: RESURSBASERAD TEORI | 14 |
| METOD | 16 |
| BEGREPPSHIERARKI | 16 |
| FORSKNINGSDESIGN..... | 18 |
| URVAL | 20 |
| MÄTINSTRUMENT | 22 |
| <i>Mått på könsbaserad mångfald i styrelse, koncernledning och hela företaget.</i> | 23 |
| <i>Mått på etnisk mångfald i styrelse och koncernledning.</i> | 24 |
| <i>Branschtillhörighet och företagsstorlek.</i> | 25 |
| <i>Rörelsemarginal.</i> | 25 |
| DATAINSAMLING | 26 |
| DATAANALYS | 27 |
| <i>Modellval.</i> | 27 |
| <i>Regressionsanalys.</i> | 29 |
| TEKNISKA KOMPLIKATIONER | 32 |
| <i>Fasta eller slumpmässiga effekter.</i> | 32 |
| <i>Heteroskedasticitet.</i> | 33 |
| <i>Autokorrelation.</i> | 34 |
| <i>Tvärsektionellt beroende.</i> | 34 |
| <i>Multikollinearitet.</i> | 35 |
| <i>Enhetsrot.</i> | 36 |
| VALIDITET OCH RELIABILITET | 36 |
| RESULTAT | 38 |
| HUVUDMODELL | 41 |
| DELPROVSANALYSER..... | 43 |
| <i>Delprovsanalys Consumer Goods.</i> | 44 |
| <i>Delprovsanalys Consumer Services.</i> | 45 |
| <i>Delprovsanalys Financials.</i> | 45 |
| <i>Delprovsanalys Health Care.</i> | 45 |
| <i>Delprovsanalys Industrials.</i> | 46 |
| DISKUSSION OCH SLUTSATS | 46 |
| MÅNGFALD I STYRELSE | 47 |
| MÅNGFALD I KONCERNLEDNING OCH HELA FÖRETAGET | 49 |
| BRANSCHTILLHÖRIGHET OCH FÖRETAGSSTORLEK..... | 51 |
| PROBLEMATIK I BEGREPPSVALIDITET | 52 |
| OMVÄND KAUSALITET | 53 |
| SKENBARA SAMBAND | 54 |
| FORSKNINGSBIDRAG | 55 |
| BEGRÄNSNINGAR | 56 |
| SLUTSATS..... | 59 |
| REFERENSLISTA | 62 |
| APPENDIX..... | 71 |

INLEDNING

Mångfald diskuteras ständigt i dagens samhälle och är något som alla människor kommer i kontakt med dagligen. Med en ökad invandring och samtidigt en stegrande globalisering ökar den demografiska heterogeniteten i Sverige vars konsekvenser inte är uppenbara. Trots att det är en aktuell samhällsfråga, råder det delade meningar om hur högre grad av heterogenitet på företag påverkar deras finansiella prestationer. Studier som utförts inom området har haft olika perspektiv, indelning och operationalisering av vad mångfald innebär samt vilken företagsnivå¹ som det mäts på (Campbell och Minguez-Vera, 2008; Dezső och Ross, 2012; Richard, 2000).

Det finns en rad olika kausala mekanismer för att förklara hur demografisk mångfald i allmänhet och hur könsbaserad och etnisk mångfald i synnerhet påverkar ett företags prestation. Till följd av att heterogena grupper hävdas ha ett bredare spektrum av idéer och perspektiv ökar kvaliteten i beslutsfattandet (McLeod & Lobel, 1992; McLeod, Lobel & Cox, 1996; Watson, Kumar & Michaelsen, 1993). Detta stöds av att minoriteter främjar att icke uppenbara handlingsalternativ beaktas i högre utsträckning (McLeod & Lobel, 1992) och att de kreativa konflikterna som uppstår till följd av ökad mångfald skapar en bättre lärandemiljö (Gurin, Nagda & Lopez, 2004). Dessutom har det länge tagits som sanning att en heterogen arbetsstyrka ökar företagets möjligheter att nå nya kundsegment genom bättre förståelse för demografiska faktorer (Cox & Blake, 1991; Morrison, 1992). Sammantaget kan alltså heterogenitet bidra till att företagets värdeskapande process förbättras, vilket ökar dess prestation (Richard, 2000). Å andra sidan hävdar kritiker att ökad mångfald försvårar samarbete och orsakar emotionella konflikter (Earley & Mosakowski, 2000), minskar arbetsgruppers sammanhållning och ökar anställdas frånvaro (Tsui, Egan & O'Reilly, 1992). Dessutom kan koordinations- och kontrollkostnader på en organisatorisk nivå öka (Jehn, Northcraft & Neale, 1999; Pelled,

¹ Med företagsnivå avses styrelse, koncernledning och hela företaget.

Eisenhardt & Xin, 1999). Eftersom mångfald tycks öka kostnader kan en heterogen arbetsstyrka vara negativt för företag som fokuserar på att vara kostnadseffektiva (Richard, 2000).

Ett flertal studier har funnit klara positiva samband mellan både könsbaserad och etnisk mångfald och finansiell prestation. Herring (2009) fann att båda dessa variabler ökar försäljningsintäkterna, genererar fler kunder och ökar vinsten. I en paneldatastudie med USA:s 127 största företag kunde Erhardt, Werbel och Shrader (2003) konstatera att kvinnor och etniska minoriteters närvaro i styrelser är positivt kopplat till högre räntabilitet på totalt kapital (ROA). På liknande vis kunde Carter, Simkins och Simpson (2003) visa att ju högre andel kvinnor och etniska minoriteter i bolagsstyrelser på Fortune 1000-listan desto högre Tobins Q.²

Andra studier har också funnit positiva samband, men bara under särskilda förutsättningar. När företaget implementerade en strategi med fokus på innovation kunde Dezső och Ross (2012) i en 15-årig paneldatastudie visa att kvinnlig representation i företagsledningen ökar företagets prestation som operationaliserades genom Tobins Q. Etnisk mångfald uppvisade positiva effekter på räntabilitet på eget kapital (ROE) för bankindustrin när en tillväxtstrategi tillämpades (Richard, 2000).

Även negativa samband har observerats i studier. Shrader, Blackburn och Ile (1997) såg en negativ inverkan på ROA och rörelsemarginal av könsbaserad mångfald i styrelse och koncernledning. Detta är i linje med vad Chapple och Humphrey (2013) fann för australiensiska företagsstyrelser och med vad Umans (2013) konstaterade för etnisk mångfald i koncernledningar för danska och svenska företag. Därtill har Randøy, Thomsen och Oxelheim (2006) inte funnit något signifikant samband av varken styrelsens könsbaserade eller etniska mångfald på 500 skandinaviska bolags ROA. Som synes pekar studiernas resultat i olika riktningar huruvida sambandet mellan könsbaserad och etnisk mångfald och finansiell prestation är positivt eller negativt. Detta aktualiserar Carter, D'Souza, Simkins och Simpsons

² Tobins Q speglar ett företags marknadsvärde baserat på det totala aktievärdet och återanskaffningsvärdet av samtliga tillgångar i företaget, se Tobin och Brainard (1977) för en mer utförlig beskrivning.

(2010) slutsats att även om positiva samband är svåra att påvisa, fyller mångfald en etisk och ideologisk funktion.

Sambanden mellan mångfald och finansiell prestation har undersökts flitigt i framförallt USA sedan 1990-talet medan det i Sverige nyligen har börjat undersökas (se till exempel Randøy et al., 2006; Umans, 2013). Under de senaste åren har demografin i västerländska länder förändrats snabbt vilket gör att dessa samband blir viktiga för svenska företag att förstå (Bleijenbergh, Peters & Poutsma, 2010). Studier av hur chefers egenskaper påverkar organisatoriska utfall, ofta kallat Upper Echelons-studier, utgår från antagandet att det finns variation i chefers handlingsutrymme (Hambrick, 2007). I samhällen med starka fackföreningar eller lagstiftning skapas därför restriktioner för chefers handlingsutrymme (Hambrick, 2007). Det finns indikationer redan idag på att chefers påverkan på finansiell prestation varierar mellan länder, som exempelvis USA och Tyskland, till följd av lagstiftning och nationella värdesystem (Crossland & Hambrick, 2007). Handlingsutrymmet för chefer i svenska företag kan anses vara begränsat på grund av starka fackföreningar och lagstiftning (Bengtsson, 2013; Hancké, 1993). Liknande resonemang kan föras om handlingsutrymmet på styrelsenivå och i hela företaget. Därför är svenska studier högst relevanta för att förstå hur relationen mellan mångfald och finansiell prestation möjligtvis beror på andra förutsättningar såsom nationella normer och värderingar. Mot denna inledning blir frågeställningen i denna studie:

Hur påverkar könsbaserad och etnisk mångfald svenska företags finansiella prestation?

Utgångspunkten är att en styrelse, koncernledning eller en grupp anställda kan påverka organisatoriska utfall, annars saknas syfte med att undersöka huruvida dessa gruppers demografiska bakgrund kan påverka finansiell prestation. Den tidigare forskning som presenterats har haft denna utgångspunkt: att olika organisatoriska grupper har olika stor

påverkan på organisatoriska utfall (Dezső & Ross, 2012; Herring, 2009) och det är därför viktigt att undersöka om deras bakgrunder på något vis kan förutsäga dessa utfall. Andra forskare förespråkar en mer evolutionär orientering, det vill säga att organisationer anpassar sig till sin omgivning och på så vis anställer de som är bäst lämpade för denna omgivning (Hambrick & Mason, 1984). Denna problematik i riktning av kausalitet är viktig att påpeka och dessutom utforma sin forskningsdesign efter (Hambrick 2007; Hambrick & Mason, 1984).

Eftersom det saknas klara bevis för kausalitet mellan dessa områden tillämpade vi en longitudinell forskningsdesign som är fördelaktig för att upptäcka kausalitet (Bryman & Bell, 2017). För att bidra med generaliserbarhet utförde vi en kvantitativ studie på 72 svenska bolag, noterade på Nasdaq Stockholm (hädanefter: Stockholmsbörsen), och åren som studerades var 2001, 2009 och 2017. Slutligen operationaliserade vi könsbaserad och etnisk mångfald genom Blaus index och finansiell prestation genom rörelsemarginal.

TEORETISKT RAMVERK OCH HYPOTESBILDNING

I detta avsnitt inleder vi med en antropologisk bakgrund till våra mångfaldsvariabler. Detta gör vi eftersom det råder en diskussion kring vad kön och etnicitet är, samt att tidigare forskning som vi har använt inte har problematiserat dessa begrepp trots deras tvetydighet. Vi vill därför, ur ett antropologiskt och genusvetenskapligt perspektiv, belysa de nyanser som finns i begreppen kön och etnicitet. Vi fortsätter sedan med att presentera de tre teoretiska ramverken i vår studie. Dessa tre ramverk diskuteras i hur de relaterar till ämnet samt en litteraturgenomgång på de studier som utgått från respektive teoretiska ramverk. Mångfalds påverkan på finansiell prestation argumenteras utifrån följande teorier: agentteorin appliceras på styrelsenivå, Upper Echelons-teori på koncernledningsnivå och resursbaserad teori på hela företaget.

Antropologisk bakgrund till kön

Traditionellt sett har det kulturella perspektivet på kön i västerländska samhällen varit att män och kvinnor till sin natur har tydliga psykologiska och beteendemässiga egenskaper som skiljer dem åt (West & Zimmerman, 1987). Björklund & Hannerz (2019) poängterar däremot att genus inte är detsamma som kön; genus innefattar även de sociala aspekterna som följer av att vara man, kvinna eller annan könsidentitet.³ Den allmänna synen är att det finns fler genuskategorier än vad det finns kön, till exempel transpersoner (Björklund & Hannerz, 2019). Därför anser antropologer ofta att genus är en kulturell produkt som delar upp människor i olika grader av maskulinitet och femininitet (Delphy, 1993). Antropologer hävdar således att sättet en individ klär sig på, vilket arbete individen utför, hur rösten låter, hur kroppsspråket är och så vidare är en produkt av det sociala sammanhanget snarare än vilket kön individen föds med (Björklund & Hannerz, 2019). Slutligen råder det stor diskussion inom genusvetenskap och antropologi om vad kön är, eftersom kön och genus är analytiskt särskilda åt men empiriskt ofta överlappande (West & Zimmerman, 1987). På grund av de skilda egenskaperna mellan olika genus och kön finns det indikationer på att en grupp med en heterogen sammansättning av genus agerar olika från en homogen sådan, vilket är intressant att studera på en företagsekonomisk nivå.

Antropologisk bakgrund till etnicitet

Begreppet etnicitet har använts väldigt olika i liknande sammanhang. Flera av de artiklar som det redogjordes för i Inledning har till exempel använt etnicitet, kultur och ras synonymt utan att förklara innebörden av dessa begrepp. Carter et al. (2010) och Richard (2000) är exempel på när författare använder etnicitet respektive ras för att peka på samma fenomen. Att forskare generellt använder begreppen synonymt har också uppmärksammats i en

³ Könsidentitet är hur individen själv identifierar sig i fråga om kön och inte nödvändigtvis baserat på biologiska fakta (Vårdguiden, 2016).

sammanställning av Betancourt och López (1993). Eftersom dessa benämningar används som synonymer, är det viktigt att skapa en teoretisk antropologisk bakgrund för att undvika förvirring.

Med etnicitet syftar Bhopal (2004) på den sociala grupp en person tillhör, identifierar sig med eller blir identifierad av andra personer att tillhöra, som ett resultat av en blandning av faktorer såsom kultur, språk, kosthållning, religion, härkomst och fysiska egenskaper. Med kultur menas de konstgjorda delarna i en omvärld såsom sociala normer, roller och värderingar men även fysisk infrastruktur (Betancourt & López, 1993). Med ras åsyftas å andra sidan biologisk härkomst och ursprung, vilket inte inkluderar sociala faktorer (Bhopal, 2004).

Även definitionen av etnicitet har förändrats över tid. Begreppet definierades först som något individen blir permanent tilldelad vid födsel (Isajiw, 1993). Definitionen övergick sedan till att etnicitet skapas och upprätthålls av samhällsgrupper i periferin, vilket är resultatet av en ojämnhet i samhällsekonomi (Isajiw, 1993). I ett tredje steg utvecklades etnicitet till något som är situationsanpassat, där individer själva väljer sin etniska tillhörighet till sin fördel (Isajiw, 1993). Till sist rörde sig definitionen av etnicitet i den riktning som Bhopal (2004) redogjorde för. Enligt denna nya definition är etnicitet en subjektiv tolkning av den socio-psykologiska verkligheten som delar upp människor i "vi" och "de" (Isajiw, 1993).

På så vis är det intressant att studera hur en blandning av etniciteter i en grupp förändrar gruppdynamiken som i sin tur kan leda till prestationsmässiga skillnader på en organisatorisk nivå.

Mångfald i styrelse: agentteori

Huruvida den demografiska sammansättningen i styrelsen påverkar dess förmåga som principaler och därmed organisationens finansiella prestation, är en frågeställning relaterad till agentteorin (van der Walt & Ingley, 2003). Agentteorin kan sammanfattas som styrelsens

övervakningsroll för att skydda aktieägarnas intressen från chefernas egenintressen (Eisenhardt, 1989). Agentproblem uppstår när (1) målen för principalen och agenten kommer i konflikt och (2) det är svårt eller dyrt för principalen att verifiera vad agenten gör (Eisenhardt, 1989). Ett vanligt agentteoretiskt resonemang för påverkan av en heterogen demografisk sammansättning hos styrelsen är att heterogenitet ökar styrelsens oberoende och därmed ökar styrelsens förmåga att övervaka chefer (Carter et al., 2003; Erhardt et al., 2003).

I studien på Fortune 1000 fann Carter et al. (2003) ett positivt samband på styrelsenivå mellan mångfald, både könsbaserad och etnisk, och finansiell prestation. Samma relation finner Erhardt et al. (2003), där båda studierna använder ovanstående resonemang kring ökat oberoende i styrelsen. Campbell och Minguez-Vera (2008) såg samma tendens när de studerade könsbaserad mångfald i spanska företagsstyrelser över en femårsperiod. Smith, Smith, och Verner (2006) fann liknande resultat i deras studie av danska företag. Å andra sidan har liknande studier funnit negativa samband, såsom Carter et al.'s (2010) undersökning av S&P 500. Dessutom har studier såsom den av Zahra och Stanton (1988, citerat i Carter et al., 2010) inte funnit något samband mellan mångfald i termer av kön, etnicitet och finansiell prestation. Andra forskare som inte heller funnit något samband är Randøy et al. (2006). I deras studie undersöktes kön, ålder och nationalitet för de 500 största företagen i Danmark, Norge och Sverige. De framhåller det som förvånansvärt att den höga andelen kvinnor på samtliga ländernas arbetsmarknad och den höga graden av olika nationaliteter bland företagens anställda inte avspeglar sig i mer heterogena styrelser. Resultaten i studier om styrelsens heterogenitet och finansiell prestation är inkonsekventa. Skälen till detta kan vara flera; studierna är genomförda på olika länder vid olika tidpunkter, effekten av mångfald i styrelse kan bero på tajmingen i införandet och rådande lagstiftning samt att olika estimeringsmodeller har använts med olika operationaliseringsval (Campbell & Minguez-Vera, 2008). Till följd av variationen i studiernas resultat formas följande två hypoteser:

Hypotes 1: Det finns ett samband mellan könsbaserad mångfald i styrelse och företags finansiella prestation.

Hypotes 2: Det finns ett samband mellan etnisk mångfald i styrelse och företags finansiella prestation.

Mångfald i koncernledning: Upper Echelons teori

För att kunna ge en inblick i vad som påverkar beslutsfattandeprocessen i koncernledningen är teorin om Upper Echelons (UE) applicerbar. Den centrala idén i UE-teorin, och kärnan i artikeln skriven av Hambrick och Mason (1984), har två sammankopplade delar: (1) chefer agerar baserat på deras personliga tolkningar av de strategiska situationer de möter och (2) dessa personliga tolkningar är en funktion av chefernas erfarenheter, värderingar och personligheter. Författarna skriver att en lämplig proxy till dessa erfarenheter, värderingar och personligheter är chefers demografiska bakgrund. Vidare bygger teorin på premissen om begränsad rationalitet (*bounded rationality*), det vill säga att informativt komplexa situationer tolkas subjektivt istället för att hanteras objektivt (Hambrick, 2007). Därför hävdar de att om vi vill förstå varför organisationer agerar eller presterar som de gör, måste vi beakta de snedvridningar (*biases*) och benägenheter som chefers beslutsfattande lider av.

På så vis betonar UE-teorin att organisatoriska utfall kan förutspås utifrån koncernledningens egenskaper, specifikt demografiska sådana (Hambrick, 1984). Mycket forskning har undersökt detta antagande med fokus på könsbaserad mångfald i koncernledning. I en amerikansk studie undersöktes de 200 största företagen av Shrader et al. (1997). Studien kunde inte påvisa något positivt samband, utan istället ett negativt mellan könsbaserad mångfald och finansiell prestation i både styrelse och koncernledning. Shrader et al. (1997) förklarar detta med att andelen kvinnor i dessa företagsnivåer är väldigt låg, vilket gör att de positiva effekterna av heterogenitet inte framträder.

Det finns forskning som inte bara undersöker finansiell prestation utan även andra faktorer som i framtiden kan bidra till finansiell prestation. Istället för ekonomiska mått används till exempel innovation genom att mäta FoU-intensitet (Miller & del Carmen Triana, 2009) samt antalet nylanserade produkter och tjänster (Lyngsie & Foss, 2017). Resultaten från dessa studier har visat ett positivt samband mellan hög grad av könsbaserad mångfald, både i styrelsen och koncernledningen, och innovation (Miller & del Carmen Triana, 2009) och även ett positivt samband mellan könsbaserad mångfald i koncernledningen och entreprenöriell förmåga (Lyngsie & Foss, 2017). Det positiva samband som Lyngsie och Foss (2017) kunde bevisa förutsatte däremot att representationen av kvinnor i resten av företaget var låg. I några studier som gjorts har även andra fenomen upptäckts som till exempel att företag med hög grad av mångfald med avseende på kön och etnicitet har fler kunder jämfört med företag som är mer homogena (Herring, 2009).

En del studier visar på ett positivt samband mellan könsbaserad mångfald och finansiell prestation (Adler, 2001; Noland, Moran & Kotschwar, 2016) men få visar på kausala samband. Under en period på 15 år undersöktes 1 500 företag av Dezső och Ross (2012) där kausala samband sågs mellan könsbaserad mångfald i koncernledning och finansiell prestation. Mer exakt så visade studien att ett enskilt företag med åtminstone en kvinna i ledningsgruppen i genomsnitt genererade en procent högre ekonomiskt värde än de företag som inte hade någon kvinna i ledningsgruppen. Samtliga företag som studerades hade en strategi med innovationsfokus. Mot dessa oeniga resultat formuleras följande hypotes:

Hypotes 3: Det finns ett samband mellan könsbaserad mångfald i koncernledning och företags finansiella prestation.

En minst lika intressant demografisk faktor att studera är huruvida etnisk mångfald i en koncernledning kan påverka organisatorisk prestation. I studien av Umans (2013) undersöktes 82 svenska och danska företag där etnisk mångfald visade sig ha en negativ effekt på företags finansiella prestation. McKinsey & Company som länge studerat etnisk mångfald och finansiell prestation visar dock motsatta resultat; i en rapport från 2015 framkommer det att företag i Nordamerika och Storbritannien med hög etnisk mångfald är mer sannolika att prestera bättre än branschens medianföretag (Hunt, Layton & Prince, 2015). Samma resultat har visat sig när McKinsey & Company även studerade andra länder (Hunt, Prince, Dixon-Fyle & Yee, 2018). De har dessutom sett till blandningen av etniciteter och uppmärksammat att företag med en högre grad av etnisk mångfald tenderar att vara mer lönsamma än konkurrenter med en lägre grad. Även här finns inga entydiga resultat, vilket formulerar den fjärde hypotesen:

Hypotes 4: Det finns ett samband mellan etnisk mångfald i koncernledning och företags finansiella prestation.

Mångfald i hela företaget: resursbaserad teori

Vi har tillämpat resursbaserad teori i vår studie för att resonera kring hur den demografiska sammansättningen hos en organisations arbetsstyrka kan skapa högre finansiell prestation och därmed en konkurrensfördel. Enligt Barney (1991), en av teorins främsta författare, uppkommer varaktiga konkurrensfördelar genom att det finns heterogena och immobila resurser. Författaren skriver att dessa kan indikeras genom följande fyra attribut: (1) den måste vara värdefull i den mening att den utnyttjar möjligheter och/eller neutraliserar hot, (2) den måste vara sällsynt mellan konkurrenter, (3) den måste vara imperfekt imiterbar och (4) det får inte finnas strategiskt ekvivalenta substitut. Humankapital är en sådan resurs som kan skapa en varaktig konkurrensfördel (Dunford, Snell & Wright, 2001). Richard (2000) driver

detta resonemang genom att argumentera att mångfald hos företagets anställda (hädanefter: arbetsstyrka) skapar värde genom att både vara svårimiterbar och sällsynt. En heterogen arbetsstyrka är svårimiterbar eftersom den är socialt komplex och skyddad av kunskapsbarriärer, och den är sällsynt eftersom få företag har heterogena arbetsstyrkor (Richard, 2000). På så vis blir frågan om hur de demografiska bakgrunderna hos ett företags arbetsstyrka kan påverka organisatoriska utfall intressant utifrån det resursbaserade perspektivet. Ett antal studier har undersökt detta resonemang (Herring, 2009; Kochan et al., 2003).

I Kochan et al. (2003) undersöktes både könsbaserad och etnisk mångfald i fyra icke-namnsgivna stora företag med ett uttalat fokus på att ha en heterogen arbetskraft. Inga positiva eller negativa effekter på finansiell prestation kunde trots det påvisas. Herring (2009) undersökte könsbaserad och etnisk mångfald i 506 företag som redovisade försäljningsintäkter, antal kunder, marknadsandelar och vinstmarginal. Hög grad av heterogenitet avseende kön och etnicitet visade sig ge en förbättring av den finansiella prestationen. Mot denna bakgrund formulerar vi den femte och sista hypotesen:

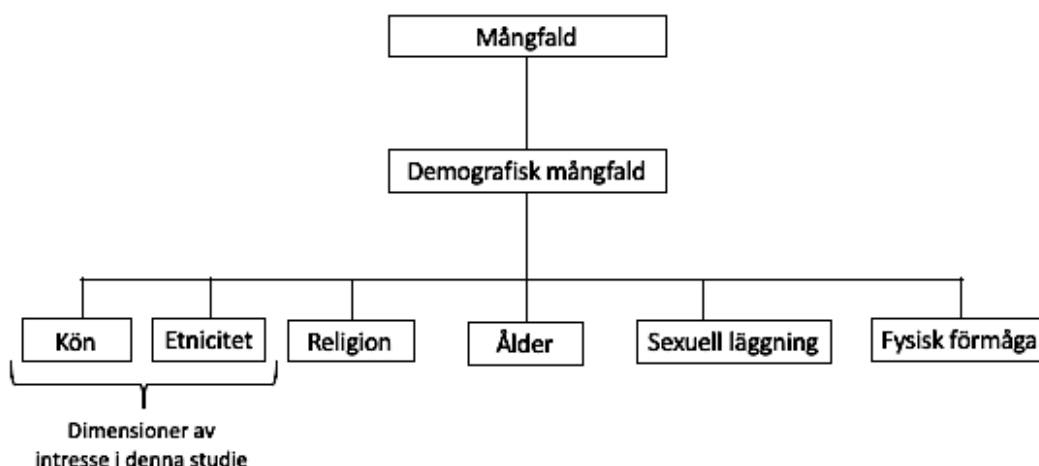
Hypotes 5: Det finns ett samband mellan könsbaserad mångfald i hela företaget och företags finansiella prestation.

I och med att majoriteten av de svenska företagen inte redovisar data avseende etnisk mångfald i hela företaget såsom de gör med könsbaserad mångfald kommer vår studie inte att undersöka etnisk mångfald i hela företaget. Därmed skapas ingen hypotes 6.

METOD

Begreppshierarki

Mångfald kan på ett övergripande plan definieras som ”förhållandet att vara varierande” (SAOB, 1945) i likhet med det som Blau (1977) definierar som graden av heterogenitet i en population. Ökad mångfald blir därför ett resultat av en mer heterogen population som uppstår vid en jämnare fördelning mellan olika grupper inom en dimension (Blau, 1977). För att flytta ner ett steg i begreppshierarkin kan demografisk mångfald ta form. Demografisk mångfald kan ses utifrån ett flertal dimensioner: kön, etnicitet, ålder, sexuell läggning, religion och fysisk förmåga (Robinson & Dechant, 1997). Detta kan jämföras med den svenska diskrimineringslagen som utöver dessa sex dimensioner även innehåller könsöverskridande identitet som grund till diskriminering (1 kap, 5 §, SFS 2017:1128). Av dessa dimensioner har vi valt att inrikta denna studie mot kön och etnicitet, vilka härnäst kommer att benämnas som könsbaserad mångfald respektive etnisk mångfald. Vårt val av begreppshierarki illustreras i Figur 1.



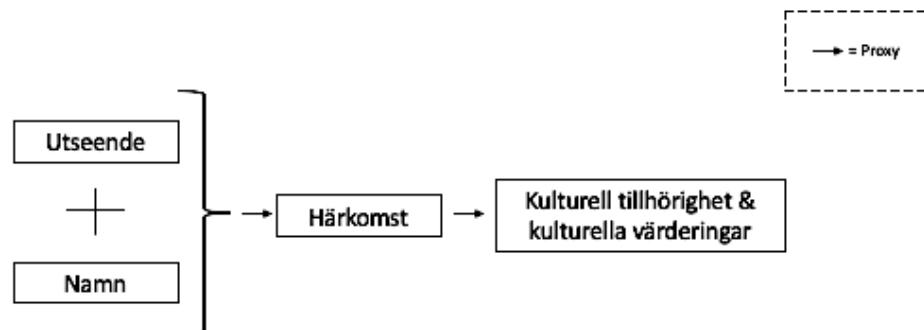
Figur 1: Begreppshierarki

I Sverige registreras alla nyfödda barn som antingen man eller kvinna, men flera andra könsidentiteter existerar. I den antropologiska bakgrunden beskrev vi till exempel att kön även

kan skapas av sociala sammanhang. Dock baserades vår studie om könsbaserad mångfald som något binärt utifrån West och Zimmermans (1987) traditionella perspektiv på kön. Könsbaserad mångfald definierar vi som graden av heterogenitet av grupperna män och kvinnor per företagsnivå. Detta är den mest frekventa tolkningen av könsbaserad mångfald (Campbell & Minguez-Vera, 2008; Herring 2009). Genom denna indelning av kön kunde vårt resultat bidra med insikt i huruvida det finns prestationsmässiga skillnader mellan könsmässigt heterogena och homogena grupper på svenska börsnoterade företag.

Den antropologiska framställningen av etnicitet visade att det finns ett flertal begrepp som används synonymt vid syftande på etnicitet. I linje med Bhopal (2004) har vi definierat en persons etnicitet som ett resultat av utomstående personers identifiering av härkomst och fysiska egenskaper. Vi använde oss av individens utseende och namn som de observerbara faktorerna för att definiera etnisk mångfald i två grupper: europeisk härkomst och icke-europeisk härkomst, likt andra studiers uppdelning (Brammer, Millington & Pavelin, 2007; Carter et al., 2010; Upadhyay & Zeng, 2014). Etnisk mångfald definierar vi, i linje med könsbaserad, därför som graden av heterogenitet av individer med olika härkomst. De observerbara faktorerna används därmed som en proxy för individens härkomst, för att tyda på individens kulturella tillhörighet och värderingar (Cox, Lobel & McLeod, 1991). Se Figur 2 för illustration av proxyanvändandet. Stöd till denna indelning är att personer med europeisk härkomst har liknande kulturella värderingar trots att de har olika nationella tillhörigheter. Problematiken i vår indelning, där utseende är en proxy för härkomst, är att en person kan identifiera sig att tillhöra ett annat land eller en annan kultur än vad utseendet ger anspråk på.

Tydligast blir detta för individer som är adopterade eller som är födda i ett land men som har tillbringat hela sitt liv i ett annat land med annan kultur och andra värderingssystem.



Figur 2: Beskrivning av proxy

Vi vill poängtera att vår indelning av könsbaserad och etnisk mångfald inte innehåller någon värdering i benämningarna av kön och etnicitet. För att ta reda på individens personliga uppfattning om dess könstillhörighet och härkomst krävs intervjuer eller enkäter, något vi avstod att göra på grund av risk för uteblivna svar (Bryman & Bell, 2017) och för att möjliggöra en omfattande undersökning (Hambrick & Mason, 1984). Vi har ämnat att bidra till att avdramatisera samhällsdebatten kring kön och etnicitet, och vill inte att studien ska upplevas som stötande för att den berör omdiskuterade frågor. Fokus i studien vill vi att läsaren ska lägga på våra resultat och diskussionen som förs kring funna samband.

Forskningsdesign

Vi valde att genomföra en longitudinell studie istället för en tvärsnittsstudie av två skäl. Till att börja med hade en longitudinell studie större sannolikhet att finna och bevisa kausala samband mellan studerade variabler (Bryman & Bell, 2017). Detta berodde på att vi i denna typ av studie hade möjligheten att kontrollera för omvänd kausalitet, något som en tvärsnittsstudie inte har då endast en tidpunkt studeras. Det andra skälet var att vi genom denna datatyp kunde kontrollera för icke-observerbara företags- och årsspecifika effekter (se Modellval för vidare förklaring) som påverkade finansiell prestation och våra mångfaldsvariabler (Wooldridge,

2016). Detta är inget som vi hade haft möjlighet att göra i en tvärsnittsstudie, eftersom den hade krävt att vi hade identifierat alla tänkbara faktorer som påverkar mångfaldsvariablerna för att våra skattningar skulle bli värderiktiga och konsistenta (Wooldridge, 2016).

Till följd av att rapportens hypoteser byggs upp genom att ta stöd i tidigare teorier och genomförda studier antog denna studie en deduktiv ansats som gjorde en kvantitativ dataanalys mest lämplig (Bryman & Bell, 2017). Detta val av forskningsdesign, en kvantitativ paneldatastudie, stöds till exempel av Chadwick och Dabus (2009). De menar att det bästa tillvägagångssättet för att mäta ett eventuellt kausalt förhållande mellan olika typer av människogrupper i chefspositioner och företagets prestation görs genom en paneldatastudie över finansiella prestationsmått. Campbell och Minguez-Vera (2008) menar att paneldata dessutom bidrar med mer trovärdiga resultat än vad en tvärsektionell studie kan bidra med. Slutligen förespråkas denna design även av Hambrick (2007) i UE-studier. Det följer av att även om en studie finner ett positivt samband mellan mångfald och finansiell prestation, kan det motsatta sambandet existera: lönsamma företag rekryterar med syfte att öka sin demografiska mångfald. Därför anser Hambrick (2007) att det behövs någon form av tidsperspektiv i sådana studier för att motverka risken för omvänd kausalitet. Jämförelsevis skulle en fallstudie vara direkt olämplig för att bevisa kausalitet på grund av begränsning i antalet observationer och en experimentell studie medför svårigheter i kravet på att hålla allt annat lika (Bryman & Bell, 2017).

Vår studies uppbyggnad kring kvantitativ data möjliggjorde att större datamängder kunde hanteras för att nå slutsatser som var mer generaliserbara än vad en kvalitativ metod hade tillåtit (Bryman & Bell, 2017). Dessutom var vår studies valda variabler, könsbaserad och etnisk mångfald samt finansiell prestation, väldigt svåra att manipulera för företagen vilket annars ofta utgör en betydande risk (Bryman & Bell, 2017). Det longitudinella perspektivet medförde att vi samlade in data över könsbaserad och etnisk mångfald för företag noterade på

Stockholmsbörsen den 29 december 2017 för tre år med åtta års intervall. Ett vanligt problem med longitudinella studier är att bestämma storleken av tidsintervallet (Bryman & Bell, 2017). Tidsintervallet på åtta år valde vi eftersom åtta år är den bortre gräns en konjunkturcykel varar i (Konjunkturinstitutet, u.å.). Dessutom skulle ett kortare tidsintervall medföra högre risk för att inga förändringar hinner ske mellan valda observationstillfällen, eftersom särskilt styrelseledamöter tenderar att sitta över en längre tid. Vi erhöll paneldata eftersom vi använde data insamlad över tid från ett representativt urval av företag (Wooldridge, 2016). Denna data analyserade vi sedan i Eviews med hjälp av en *two-way Error Component Model* som estimeringsmodell, som beskrivs mer i Modellval.

Urval

Vi har kunnat konstatera att det föreligger en kunskapslucka för hur svenska företags finansiella prestation påverkas av mångfald och därför blev studiens första begränsning svenska företag. Vidare valde vi Stockholmsbörsen som plattform för att välja ut företag vilken fungerade som studiens urvalsram (Körner & Wahlgren, 2012). Genom att fokusera på börsnoterade företag undveks även ett eventuellt administrativt problem med att få tag på årsredovisningar eftersom börsnoterade bolag har en skyldighet att offentliggöra denna typ av finansiella rapporter. När detta var bestämt användes ett obundet slumpmässigt urval (Bryman & Bell, 2017) där varje företag på Stockholmsbörsen hade lika stor sannolikhet att inkluderas. Vi utgick från noterade bolag på Stockholmsbörsen 29 december 2017 för att fastställa urvalsramen, och när A-, B- och preferensaktier hade slagits ihop för varje företag fanns det 315 företag kvar. Från denna urvalsram valde vi sedan ut studiens observerade företag genom en tvåstegsprocess: först valdes slumpmässigt fem av tio branscher, baserat på Stockholmsbörsens branschindelning, och därefter slumpades en tredjedel av företagen fram inom de fem branscherna. Detta möjliggjorde att de slutsatser som vi erhöll i

regressionsanalysen kunde generaliseras för hela populationen, vilket i vår studie motsvarade Stockholmsbörsen (Bryman & Bell, 2017). Däremot är det viktigt att poängtera den ekologiska felseluteten (generaliserbarheten) när slutsatser dras utifrån information om hela grupper för att förklara ett specifikt företags prestation (Bryman & Bell, 2017).

Till följd av vår studies uppbyggnad kring paneldata för tre år, 2001, 2009 och 2017, fanns det en risk att de företag som valdes ut inte var bildade eller börsnoterade vid de tidigare tidpunkterna. Detta visade sig innebära att av de initiala 98 företag som valdes ut så kunde 75 av dessa tillgodose fullständig information över alla år. Därtill exkluderades tre företag som antingen inte hade någon omsättning (läkemedelsföretag som uteslutande bedrev forskning) eller hade extremt negativa rörelsemarginaler (fastighetsbolag till följd av kraftiga nedvärderingar av fastigheter). Vår studie fokuserade därför på de 72 företag (se Bilaga 1 Appendix för vilka företag) som fullständig data kunde samlas in för samt korrigering för extrema outliers, vilket medförde ett balanserat dataset. Det finns både för- och nackdelar med att använda ett balanserat dataset. Fördelen blir att regressionsanalysens *efficiency*⁴ förbättras så att alla slutsatser ökar i styrka (Wooldridge, 2016). Däremot kan bortfallet vara problematiskt ifall det föreligger en systematisk anledning till varför vissa företag inte var kapabla till att erbjuda fullständig information (Wooldridge, 2016). Som vi konstaterade fanns det en systematisk anledning till varför fullständig information inte kunde samlas in, vilket ökar risken för urvalsbias (Cameron & Trivedi, 2005). I en jämförelse mellan det balanserade och obalanserade datasetet såg vi däremot att Blaus index (se Mätinstrument för vidare förklaring av operationaliseringsmåttet) för de fem oberoende variablerna som berör mångfald (hädanefter: mångfaldsvariabler) avvek med 0,02 enheter för könsbaserad mångfald i koncernledning i både medelvärde och median. Urvalsvariansen avvek med 0,01 enheter för fyra av variablerna och med 0,03 för den femte (könsbaserad mångfald i hela företaget). I övrigt

⁴ Med *efficiency* menas att skattningarnas precision ökar genom att variansen är lägre, skattningarna blir mer precisa och konfidensintervallen blir smalare (Wooldridge, 2016).

uppvisade de två dataseten identiska lägesmått⁵ med två decimalers noggrannhet. Detta motiverade därför slutsatsen att fördelen med ett balanserat dataset övervägde nackdelen då dataseten till väldigt hög grad överensstämde.

Mätinstrument

Nedan följer en beskrivning av vår studies mångfaldsvariabler, kontrollvariabler och beroende variabel samt hur dessa operationaliserades i regressionsanalysen. Våra fem mångfaldsvariabler var (1) könsbaserad mångfald i styrelse, (2) etnisk mångfald i styrelse, (3) könsbaserad mångfald i koncernledning, (4) etnisk mångfald i koncernledning och (5) könsbaserad mångfald i hela företaget. Definitionen av koncernledning anpassades efter hur varje företag hade presenterat sin koncernledning i årsredovisningen. För styrelsen inkluderades arbetstagarrepresentanter eftersom dessa till största del har samma befogenheter som övriga styrelseledamöter (Bolagsverket, 2012), däremot exkluderades suppleanter.

I enlighet med vad vi framförde i Begreppshierarki valde vi att fokusera på demografiska, observerbara faktorer för att förutspå finansiell prestation. Detta tillvägagångssätt, att använda observerbara faktorer för att bestämma könsbaserad och etnisk mångfald för att skatta företags prestation, förespråkas av författarna till UE-teorin (Hambrick & Mason, 1984). Enligt UE-teorin ger ett fokus på egenskaperna hos företagsledningen en starkare förklaring av organisatoriska utfall jämfört med ett fokus på egenskaperna hos enbart företags VD (Hambrick, 2007). Därför valde vi att undersöka den demografiska heterogeniteten hos hela företagsledningen både för könsbaserad och etnisk mångfald.

Vi valde att operationalisera samtliga mångfaldsvariabler med hjälp av Blaus index (Blau, 1977). Detta mått är ett vanligt sätt att operationalisera graden av heterogenitet med avseende på demografiska faktorer som kön och etnicitet, se till exempel Campbell och Minguez-Vera

⁵ Med lägesmått avses medelvärde, median och urvalsvarians.

(2008) samt Miller och del Carmen Triana (2009). Indexet uppnår sitt högsta värde när studerad företagsnivå har lika många individer från varje grupp, det vill säga när graden av heterogenitet är som högst.

För att erhålla mer precisa skattningar av variabelernas påverkan är det viktigt att samtliga variabler innehar hög individuell variation (Wooldridge, 2016). Detta innebär att vi har ett brett spektrum av olika värden för till exempel den könsbaserade mångfalden i företagen. Vid låg individuell variation finns det däremot få olika värden för att kunna skatta sambandet mellan variabeln och finansiell prestation, vilket försvårar regressionsanalysen (Wooldridge, 2016). Denna problematik uppstod för våra två etnicitetsvariabler som vi diskuterar mer i Mått på etnisk mångfald i styrelse och koncernledning.

Eftersom företags branschtillhörighet och storlek är vida använt som kontrollvariabler, se till exempel Carter et al. (2003) samt Dezső och Ross (2012), beaktade vi detta genom Stockholmsbörsens definition av branschtillhörighet och storlek. Carter et al. (2003) motiverar valet av bransch och storlek som viktiga kontrollvariabler med att dessa troligtvis påverkar företags finansiella prestation och marknadsvärde (*firm value*).

Mått på könsbaserad mångfald i styrelse, koncernledning och hela företaget. Som vi beskrev i Begreppshierarki valde vi att dela upp kön i två grupper: man och kvinna. Detta gjorde vi utifrån utseende och namn som presenterades i företagens årsredovisningar för styrelse och koncernledning. För könsbaserad mångfald i hela företaget inhämtade vi information från noter till företagens finansiella rapporter som också gick att finna i årsredovisningarna. Blaus index (Blau, 1977) för könsbaserad mångfald för en given företagsnivå definierades därför matematiskt enligt följande:

$$BK_{i,t,l} = 1 - \sum_{i,t,l} [(andel\ kvinnor)^2 + (andel\ män)^2]$$

Där BK = **Blaus index för könsbaserad mångfald**, i = företag, t = år och l = företagsnivå.

Detta resulterade i ett mått på den könsbaserade mångfalden för varje enskild observation på varje företagsnivå, totalt tre mått per observation.⁶ Värdemängden för måttet går från 0 till 0,5 ($BK \in [0; 0,5]$) när två grupper inkluderas, där en ökning motsvarar en högre grad av heterogenitet.

Mått på etnisk mångfald i styrelse och koncernledning. Vi beslutade oss för att bestämma graden av heterogenitet för etnisk mångfald genom en indelning i två grupper: europeisk härkomst och icke-europeisk härkomst, på styrelse- och koncernledningsnivå, vilket vi presenterade i Begreppshierarki. Indelningen genomförde vi baserat på utseende och namn där dessa två faktorer blev vår proxy för härkomst. Vi inhämtade information för detta från företagens årsredovisningar på samma sätt som för könsbaserad mångfald i styrelse och koncernledning. Även för etnisk mångfald använde vi Blaus index (Blau, 1977) som operationaliseringsverktyg för följdriktighet mellan könsbaserad och etnisk mångfald enligt följande:

$$BE_{i,t,l} = 1 - \sum_{i,t,l} [(\text{andel icke} - \text{europeisk härkomst})^2 + (\text{andel europeisk härkomst})^2]$$

Där BE = **Blaus index** för **etnisk mångfald**, i = företag, t = år och l = företagsnivå.

Detta genererade två mått på etnisk mångfald per observation eftersom etnicitet mättes på styrelse- och koncernledningsnivå, dock kommer värdemängden och tolkningen av måttet fortfarande vara desamma som för könsbaserad mångfald.

Som vi nämnde i inledningen av Mätinstrument uppvisade båda dessa variabler en väldigt låg grad av individuell variation (se Resultat för deskriptiv statistik över detta). Vi övervägde att kringgå detta genom att skapa dummyvariabler för de företag under de år som en individ av icke-europeisk härkomst var närvarande i styrelsen respektive koncernledningen. Fördelen var en högre variation i de båda variablerna: 17,13 (23,15) procent av observationerna hade haft åtminstone en individ av icke-europeisk härkomst i styrelsen (koncernledningen). Nackdelarna

⁶ Med observation åsyftas ett företags data under ett specifikt år.

var att en annan tolkning av koefficientvärdena behövdes samt att proportionerna av europeisk härkomst och icke-europeisk härkomst inte beaktades; ett företag med en individ av icke-europeisk härkomst och tre av europeisk härkomst i styrelsen är mer heterogen än ett företag med en individ av icke-europeisk härkomst och fem av europeisk härkomst men om en dummyvariabel användes skulle företagen bli likställda. Vi beslutade oss därför för att tillämpa Blaus index till följd av dessa skäl.

Branschtillhörighet och företagsstorlek. Branschindelningen togs från ICB (*Industry Classification Benchmark*) som är ett aktiemarknadsindex av FTSE Russel⁷ och används av Stockholmsbörsen. ICB-systemet delar in företagen baserat på varifrån störst intäkter genereras ifall företaget är verksamt inom flera olika branscher (FTSE Russel, u.å.). I vår branschindelning tillämpade vi den översta nivån för branschtillhörighet med tio branscher av ICB-indexet, som totalt sett består av fyra nivåer, i likhet med den som Stockholmsbörsen redovisar. Företagsstorleken bestämdes utifrån börsvärdet; företag med ett börsvärde överstigande €1 miljard är noterade på Large Cap, företag med ett börsvärde överstigande €150 miljoner men högst €1 miljard är noterade på Mid Cap, och företag med ett börsvärde upp till €150 miljoner är noterade på Small Cap (Nasdaq Nordic, u.å.). Indelning för bransch och storlek baserades på uppgifterna den 29 december 2017. Som förklaras mer utförligt i Regressionsanalys använde vi dessa två kontrollvariabler för att dela upp urvalet i olika grupper i och med att vårt val av estimeringsmodell inte var förenligt med konstanta värden.

Rörelsemarginal. Det råder delade meningar bland forskare kring vilket mått som mäter finansiell prestation bäst och detta komplicerar jämförelser mellan studiers resultat (Tsoutsoura, 2004). I denna studie använde vi rörelsemarginal som mått på finansiell prestation, där vi tog inspiration från McKinsey & Companys studier inom området (Hunt et al., 2015; Hunt et al., 2018). I en studie utav de prestationsmått som används inom Strategic Management

⁷ FTSE Russel är en brittisk leverantör av aktiemarknadsindex och datatjänster.

identifierade Woo och Willard (1983, citerat i Chakravarthy, 1986) fjorton olika kvantitativa mått och bedömde rörelsemarginal som ett av de två viktigaste måtten. Cochran och Wood (1984) argumenterar för att rörelsemarginal är opåverkat av snedvridningar som kan uppstå till följd av räntor, avskrivningar och skatter. En annan fördel med rörelsemarginal är att det är en finkänslig indikator av finansiell prestation vars förändring syns snabbt i jämförelse med andra mått (Ruf, Muralidhar, Brown, Janney & Paul, 2001). Däremot menar Tsoutsoura (2004) att bokföringsmässiga mått riskerar att drabbas av snedvridningar från administrativ manipulation och skillnader i redovisningsprinciper.

Datainsamling

All data som vi använde i regressionsanalysen samlades in manuellt från varje företags årsredovisningar och lades in i Excel. Huvudkanalen för att få tag i dessa årsredovisningar var företagens hemsidor och om en årsredovisning saknades på hemsidan kontaktade vi företagens avdelningar för investerarrelationer via e-mail samt använde databasen Retriever Business. Den finansiella information som vi var intresserade av presenterades i företagens resultat- och balansräkningar; data för mångfaldsvariablerna hämtade vi dels från presentationen av styrelsen och koncernledningen där utseende och namn framgick samt dels från noter till resultaträkningen där antalet anställda kvinnor och män i hela företaget presenterades. Könsbaserad mångfald i styrelse och koncernledning samlades med andra ord in baserat på utseende och namn som presenterades i årsredovisningarna, liknande metodik har använts i flera tidigare studier (se till exempel Adams & Ferreira, 2009; Campbell & Minguez-Vera, 2008; Gul, Srinidhi & Ng, 2011). För att definiera etnisk mångfald utgick vi från utseende och namn, i likhet med könsbaserad mångfald. Båda dessa observerbara egenskaper rangordnade vi där individens utseende fick störst betydelse i en holistisk bedömning. Ansvarig författare för datainsamlingen delade sedan upp individerna i två grupper baserat på en förutbestämd

indelningsplan som samtliga författare har arbetat fram (se Indelningsplan i Appendix). I de fall ansvarig författare var osäker på en individs grupptillhörighet noterades detta och sedan diskuterade vi samtliga osäkra fall tillsammans. Denna teknik för identifiering av etnicitet har använts i ett flertal tidigare studier (se till exempel Brammer et al., 2007; Carter et al., 2010; Singh, 2007; Upadhyay & Zeng, 2014). Etnicitet delas ofta upp baserat på observerbara egenskaper (se till exempel Harrison et al., 1998; Milliken & Marts, 1996), vilket stärker detta metodval.

I vår studie var datamaterialet avseende mångfald i styrelse och koncernledning primärdata, medan finansiell prestation och könsbaserad mångfald i hela företaget sekundärdata. Även om det ofrånkomligen är svårt att kontrollera sekundärdatas korrekthet och kvalitet kände vi oss likväl trygga med att vår insamlade sekundärdata var korrekt med stöd i det enorma regelverk och övervakning som börsnoterade bolag utsätts för vid sammanställning av årsredovisningar (Bryman & Bell, 2017). Dessutom var risken för reaktivitet låg eller i princip obefintlig vid användandet av offentlig statistik eftersom datamaterialet inte reagerade på vår datainsamling (Bryman & Bell, 2017). Ett potentiellt problem som däremot ofta uppkommer vid paneldata är paneleffekt eftersom individer som studeras över tid påverkas av att gång på gång utsättas för intervjuer och/eller observationer (Bryman & Bell, 2017). Detta borde inte ha varit någon risk för vår genomförda studie eftersom företagen upprättar årsredovisningar utifrån ett strikt regelverk, vilket lämnar väldigt lite utrymme för att anpassas åt det faktum att den kan observeras över tid.

Dataanalys

Modellval. Vid analys av paneldata är *Error Component Model* (ECM) en av de mest använda modellerna för att beakta observationernas beroende över tid för samma företag (Wansbeek & Kapteyn, 1989). I ECM görs antagandet att det finns dolda egenskaper hos

företagen som tenderar att vara relativt konstanta över tid, också känt som individuella specifika effekter (Wooldridge, 2016). Samtidigt antas det även finnas tidsspecifika effekter, till exempel konjunkturläge och rådande samhällsdebatt, som påverkar alla företag relativt lika för samma år (Wooldridge, 2016). Med andra ord kan icke-observerbara egenskaper (*hidden characteristics*) kontrolleras för, vilka annars skulle kunna påverka företagets prestation. Om vi hade tillämpat *Ordinary Least Squares* (OLS) i fallet med paneldata hade detta resulterat i *pooled* OLS (Wooldridge, 2016). Den stora nackdelen med det är att *pooled* OLS inte beaktar att samma företag följs över tid och således hanterar varje observation som oberoende trots att så inte är fallet (Wooldridge, 2016).⁸ Att använda *pooled* OLS vid paneldata hade därför inneburit att vi hade genomfört en tvärsektionell studie eftersom tidsperspektivet inte beaktas i denna estimeringsmodell.

Med utgångspunkt i ECM måste förhållandet mellan de två specifika effekterna och studiens mångfaldsvariabler bestämmas för korrekta skattningar (Wooldridge, 2016). Vi valde att använda oss av fasta effekter både för individuella specifika (hädanefter: företagsspecifika) och tidsspecifika (hädanefter: årsspecifika) effekter. För en fullständig ekonometrisk redogörelse se Fasta eller slumpmässiga effekter. Detta innebar att när vi körde våra regressionsanalyser så antog vi att det fanns ett beroende mellan dessa icke-observerbara faktorer och våra mångfaldsvariabler. Till exempel så kunde en företagsspecifik effekt vara företagskultur som påverkar graden av heterogenitet inom företaget och en årsspecifik effekt kunde vara rådande samhällsdebatt om demografisk mångfald som får företagen att anpassa sin grad av heterogenitet (Dezső & Ross, 2012). Detta resulterade i en *two-way* ECM med fasta specifika effekter, också känt som *two-way Fixed Effects Estimator* (Wooldridge, 2016), vilket även Campbell och Minguez-Vera (2008) samt Dezső och Ross (2012) använde i sina studier.

⁸ Rent konkret innebär *pooled* OLS att till exempel ABB år 2001 behandlas som ett företag, oberoende av ABB år 2009 som behandlas som ett nytt företag. Förenklat innebär detta att *pooled* OLS antar att vi har 216 ($72 * 3$) unika företag.

De praktiska följderna av att fasta effekter tillämpades blev därför att 72 okända variabler (α_i) adderades till regressionsanalysen som motsvarade den företagsspecifika effekten, en för varje företag. Dessutom adderades ytterligare tre okända variabler som motsvarade den årsspecifika effekten (μ_t), en för varje år. Detta innebar att huvudmodellen fick 75 parametrar till att skatta och detta ökade givetvis modellens justerade förklaringsstyrka (*adjusted R-squared*, justerad R^2). Skattningarna av dessa specifika effekter är inget som normalt redovisas i tabellform (Wooldridge, 2016).

För att en ECM med fasta effekter ska vara möjlig att använda måste samtliga mångfaldsvariabler och kontrollvariabler inneha individuell variation över tid (Wooldridge, 2016). Om det är möjligt att definiera någon av variablerna som en konstant över tid för samma företag (*oberoende variabel* _{i,t} = *konstant* _{i}) medföra detta perfekt multikollinearitet och modellen rasar samman (Wooldridge, 2016). Detta påverkade hur regressionsekvationen byggdes upp eftersom vi initialt planerade att använda kontrollvariabler för företagsstorlek och bransch, baserat på börsvärde och branschindelning för 2017, genom att använda dummyvariabler.⁹ Istället genomfördes regressionen dels på hela urvalet och dels på ett uppdelat urval baserat på kontrollvariablerna som beskrivs mer i Regressionsanalys.

Regressionsanalys. Innan vi körde vår huvudmodell såg vi det som pedagogiskt givande att steg för steg redogöra för vad som hände med modellens signifikansnivåer och justerade förklaringsstyrka under olika antaganden. Vi genomförde därför två förberedande regressionsanalyser (hädanefter: *pre hoc*-analyser) för att illustrera konsekvenserna av *pooled* OLS och fasta effekter. I vår första regressionsanalys (0a) beaktade vi inte tidsperspektivet och behandlade vår data som tvärsektionell, med alla fem mångfaldsvariabler inkluderade. Detta ledde till att estimeringsmodellen *pooled* OLS användes som vi tidigare beskrev. Syftet med

⁹ Eftersom dessa dummyvariabler är konstanta över hela tidsperioden finns det ingen individuell specifik variation i dessa två kontrollvariabler.

detta var att se om de påvisade sambanden i huvudmodellen även höll i en tvärsektionell behandling av vår data. I den andra pre hoc-analysen (0b) övergick vi till *two-way* ECM med fasta effekter, och således behandlade vi vår data korrekt med avseende på den longitudinella dimensionen, men vi utelämnade samtliga mångfaldsvariabler. Detta gjorde vi för att visa hur stor del av variationen i rörelsemarginalen som enbart kan förklaras av de företags- och årsspecifika icke-observerbara egenskaperna. Efter dessa två inledande regressionsanalyser adderade vi sedan våra fem mångfaldsvariabler och använde fasta effekter till vår huvudmodell (1). Därför innehöll vår studies huvudmodell 80 variabler att skatta och vi definierade den matematiskt enligt följande:

$$EBIT_{i,t} = \beta_1 + \alpha_i + \mu_t + \beta_2 * BK_{i,t,S} + \beta_3 * BE_{i,t,S} + \beta_4 * BK_{i,t,L} + \beta_5 * BE_{i,t,L} + \beta_6 * BK_{i,t,H} + \gamma_{i,t} \quad (1)$$

Där:

$EBIT_{i,t}$ = rörelsemarginal för företag i år t

β_1 = intercept innan beaktande av specifika effekter

α_i = företagsspecifika effekten för företag i

μ_t = årsspecifika effekten för år t

$BK_{i,t,S}$ = **B**laus index för **k**ön inom **S**tyrelse för företag i år t

$BE_{i,t,S}$ = **B**laus index för **e**tnicitet inom **S**tyrelse för företag i år t

$BK_{i,t,L}$ = **B**laus index för **k**ön inom **k**oncern**L**edning för företag i år t

$BE_{i,t,L}$ = **B**laus index för **e**tnicitet inom **k**oncern**L**edning för företag i år t

$BK_{i,t,H}$ = **B**laus index för **k**ön i **H**ela företaget för företag i år t

$\gamma_{i,t}$ = felterm för företag i år t

Koefficienterna av intresse var β_2, \dots, β_6 och tolkningen av dessa presenteras i följande stycke. Eftersom mångfaldsvariablernas värdemängd gick från 0 till 0,5 blev det oväsentligt att prata om en enhetsökning för dessa eftersom en enhetsökning inte var möjlig. För en mer relevant översättning av koefficienternas värde använde vi följande tolkning genomgående: en tiondels enhetsökning (0,1) påverkan i procentenheter på den förväntade rörelsemarginalen. Se tabell 1 för en illustration av vad en tiondels enhetsökning i praktiken innebär, i detta fall

exemplifierat med män och kvinnor i tre olika exempel. För att sedan få fram den korrekta tolkningen av koefficienterna använde vi följande formel:

$$\beta_i * 0,1 * 100 \text{ där } i = 2, \dots, 6$$

Detta gav ökningen eller minskningen i procentenheter på rörelsemarginalen när en mångfaldsvariabel ökade med 0,1 och allt annat hölls konstant. Denna tolkning användes genomgående när vi presenterade koefficientvärdena i Resultat.

TABELL 1
Illustration av 0,1 enhetsökning i Blaus index

| Exempel | Innan förändring | | | Efter förändring | | | Förändring Blau |
|---------|------------------|------------|-------------|------------------|------------|-------------|--------------------|
| | <i>Kvinnor</i> | <i>Män</i> | <i>Blau</i> | <i>Kvinnor</i> | <i>Män</i> | <i>Blau</i> | <i>Efter-Innan</i> |
| 1. | 1 | 5 | 0,28 | 2 | 6 | 0,38 | 0,10 |
| 2. | 2 | 8 | 0,32 | 3 | 7 | 0,42 | 0,10 |
| 3. | 3 | 8 | 0,40 | 5 | 5 | 0,50 | 0,10 |

I och med att fasta effekter användes ökade antalet parametrar som skulle skattas med 75 (72 företagsspecifika och tre årsspecifika); dessutom plockades effekterna ut från feltermen, vilket gjorde att exogenitetsantagandet¹⁰ fortfarande kunde hålla. Detta ökade möjligheten för att våra skattningar skulle vara värderiktiga och konsistenta (Wooldridge, 2016).

Vi önskade också att på något vis kontrollera för branschtillhörighet och företagsstorlek då detta är två variabler som kan tänkas påverka finansiell prestation (Carter et al., 2003; Dezső & Ross, 2012). Däremot är dessa variabler konstanta över tid vilket inte är förenligt med fasta effekter (Wooldridge, 2016). Vi valde därför att kringgå denna problematik genom att använda branschtillhörighet respektive företagsstorlek som urvalsrestriktioner. Det möjliggjorde att göra delprovsanalyser (*subsample analysis*) för varje bransch respektive storlek. För att veta om detta är relevant användes Chow-testet för att se ifall anpassningen (*fit*) förbättrades med uppdelade regressioner (Chow, 1960). Huvudpoängen i detta test var att om anpassningen

¹⁰ Exogenitet innebär att väntevärdet av feltermen betingat på alla oberoende variabler är noll, det vill säga att oavsett värdet på x-variabeln så kan feltermen förväntas anta värdet noll (Wooldridge, 2016).

förbättrades signifikant¹¹ med uppdelat urval än sammanslaget så kunde det uppdelade urvalet bidra med mer specifika skattningar av mångfaldsvariablerna (Chow, 1960).

Vi genomförde Chow-testet manuellt genom att spara residualkvadratsumman (RSS) för varje regression och beräkna F-statistikvärdet. När vi hade gjort detta konstaterade vi att anpassningen förbättrades signifikant (p-värde = 0,00) för branschtillhörighet; däremot kunde vi inte se samma tendens när urvalet delades upp på företagsstorlek (p-värde = 0,09). Se Chow-test i Appendix för uträkningarna. Regressionerna uppdelade för varje bransch, modell (2) – (6), redovisas och diskuteras i kommande text. En kort diskussion förs emellertid om att företagsstorlek inte tycks ha en modererande effekt på könsbaserad och etnisk mångfalds påverkan på rörelsemarginalen.

Tekniska komplikationer

Detta avsnitt förutsätter att läsaren besitter en viss grundkunskap inom ekonometri, även om vi ger en mycket kort introduktion till varje komplikation. Vi valde att utgå från denna förutsättning för detta avsnitt eftersom dessa komplikationer inte är nödvändiga för att förstå studien i övrigt; däremot fyller de en viktig funktion för att de resultat som presenteras i studien ska vara trovärdiga och beräknade på ett korrekt sätt.

Fasta eller slumpmässiga effekter. Som vi nämnde i Modellval är det viktigt att korrekt specificera vilken typ av effekter som ska tillämpas i en ECM. Båda dessa effekter kan antingen vara fasta (*fixed*) eller slumpmässiga (*random*) (Wooldridge, 2016). Kravet för fasta effekter är att effekten är korrelerad med regressionens mångfaldsvariabler, och eftersom effekten är en del av feltermen innebär fasta effekter att exogenitetsantagandet per definition inte kan hålla (Wooldridge, 2016). Om samtliga mångfaldsvariabler däremot är oberoende av effekterna ska slumpmässiga effekter användas (Wooldridge, 2016). Ett sätt att testa för detta på den

¹¹ Genomgående i uppsatsen använder vi oss av signifikans på 95-procentsnivå för att ett resultat eller test ska bedömas som signifikant.

företagsspecifika effekten är genom Hausman-testet (Hausman, 1978). Detta test visar att både den fasta och slumpmässiga specifikationen är konsistent¹² om den företagsspecifika effekten är slumpmässig men om effekten är fast är det endast den fasta specifikationen som är konsistent. Däremot framhåller Hausman (1978) att endast den slumpmässiga specifikationen är *efficient* om den sanna effekten är slumpmässig. När vi genomförde Hausman-testet i Eviews kunde vi konstatera att nollhypotesen förkastades (p-värde = 0,03) som innebär att den fasta specifikationen för den företagsspecifika effekten var mest lämplig. För att bestämma den tidsspecifika effekten förde vi en logisk argumentering i likhet med vad Dezsó och Ross (2012) gjorde: vi såg det som rimligt att sammansättningen av människor i styrelse och koncernledning påverkas av rådande samhällsdebatt, och särskilt för aktiebolag som är extra känsliga för att inte uppfattas som legitima. Denna slutsats bekräftades även av *Redundant Fixed Effects Test* som är inbyggt i Eviews; när modellen kördes med fasta effekter kunde vi förkasta nollhypoteserna, vilket innebär att fasta effekter inte var överflödiga.

Heteroskedasticitet. Heteroskedasticitet uppstår när det finns ett beroende mellan en eller flera oberoende variablers värden och feltermens varians, i mer matematiska termer innebär det att feltermens varians betingat på alla oberoende variabler inte är konstant (Wooldridge, 2016). Konsekvenserna av heteroskedasticitet är att standardfelen blir inkorrekta vilket gör att signifikans, konfidensintervall och alla andra typer av slutsatser blir felaktiga (Wooldridge, 2016). Eviews har ett förinstallerat test för heteroskedasticitet i paneldata som vi använde.¹³ Testet visade att nollhypotesen för homoskedasticitet¹⁴ i tvärsektionell dimension förkastades (p-värde = 0,00) vilket innebär att Whites robusta standardfel användes för denna dimension.

¹² Konsistent innebär att när antalet observationer går mot oändligheten kommer det skattade värdet att gå mot det sanna värdet (Wooldridge, 2016).

¹³ Testet kräver att residualerna är normalfördelade och när Jarque-Bera-testet användes för att testa detta är teststatistik långt över noll vilket signalerar att residualerna inte är normalfördelade (Jarque & Bera, 1980). I vår data påverkades detta dock av några extrema residualer i utkanterna som gör att kurtosis (toppighet) ökar. Om dessa residualer exkluderades kunde en tydlig normalfördelning anas. Därför bedömdes inte detta utgöra något problem.

¹⁴ Homoskedasticitet är motsatsen till heteroskedasticitet och infinner sig när feltermernas varians är konstant, betingat på alla oberoende variabler.

Whites robusta standardfel är asymptotiskt korrekt när antalet tvärsektionella enheter är många (Wooldridge, 2016). I tidsdimensionen såg vi inga tecken på heteroskedasticitet (p-värde = 1,00) vilket troligtvis beror på det låga antalet av tidsdimensioner (tre stycken). Då det inte finns något starkt argument baserat på intuition för heteroskedasticitet i tidsdimensionen förkastades inte nollhypotesen i enlighet med det höga p-värdet.

Autokorrelation. Autokorrelation uppstår när feltermerna för samma företag för olika år beror på varandra. Den mer matematiska förklaringen är att kovariansen mellan två feltermer för samma företag för två olika år är skild från noll ($Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s) \neq 0$ där $t \neq s$) (Wooldridge, 2016). Om ett företags felterm för ett visst år ses som en ”chock” på finansiell prestation så innebär detta att chocken som påverkar den finansiella prestationen för företaget år 2001 även påverkar chocken år 2009. Konsekvenserna av autokorrelation är desamma som under heteroskedasticitet (Wooldridge, 2016). Risken för autokorrelation avtar däremot med tid, det är mer troligt att chockerna för två närliggande tidpunkter beror på varandra än chocker för två tidpunkter långt ifrån varandra (Wooldridge, 2016). Med stöd i detta ansåg vi att det åtta års intervall som vi hade i vår studie var tillräckligt för att motivera att autokorrelation inte var något realistiskt problem.

Tvärsektionellt beroende. Pesaran (2004) menar att tvärsektionellt beroende (*Cross-Sectional Dependence*, CSD) utgör ett problem ifall olika företags feltermer för samma år är högt korrelerade. CSD kan därför ses som den tvärsektionella dimensionens motsvarighet till tidsdimensionens autokorrelation: om chocken för företag A:s finansiella prestation under år 2001 är korrelerad med chocken för företag B under samma år existerar CSD (Pesaran, 2004). När ett paneldataset besitter egenskapen att antalet tvärsektionella enheter är större än antalet tidsenheter ($N > T$) har Pesaran CD-test visat sig vara bättre i Monte Carlo-experiment än Breusch-Pagan LM-test (Pesaran, 2004). Eftersom vår studie hade fler företag än år utfördes

Pesaran CD-test som visade att nollhypotesen inte kunde förkastas (p-värde = 0,75) och inga bevis för CSD fanns.

Multikollinearitet. Multikollinearitet är ett ständigt förekommande problem mellan en datainsamlings oberoende variabler som uppstår när dessa är korrelerade med varandra (Wooldridge, 2016). Konsekvenserna av multikollinearitet är att regressionsanalysen får svårt att särskilja varje enskild variablers påverkan på den beroende variabeln (Wooldridge, 2016). Detta resulterar i att skattningarnas precision minskar och standardfelen ökar vilket gör det svårare att finna statistiskt signifikanta resultat. Multikollinearitet är främst en fråga om nivå snarare än något modellen har eller inte har; det är ytterst sällan två eller flera oberoende variabler antingen är helt oberoende eller perfekt samvarierade (Wooldridge, 2016).¹⁵ För att mäta graden av multikollinearitet används *Variance Inflation Factor* (VIF). VIF anger graden av variation i en oberoende variabel som drivs upp av dess korrelation med övriga oberoende variabler (Kutner, Nachtsheim & Neter, 2004). Detta mått beräknas enligt följande (Kutner et al., 2004):

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

Där R_i^2 är förklaringsgraden för modellen när en av huvudmodellens oberoende variabler (i) är satt som beroende variabel. Om VIF överstiger tio antas multikollinearitet utgöra ett problem för modellen (Kutner et al., 2004). Att endast använda VIF som måttstock för multikollinearitet är däremot inte optimalt; O'Brien (2007) menar att gränsvärdet på tio som den allmänt accepterade gränsen måste sättas i sitt sammanhang. Eftersom könsbaserad mångfald i hela företaget uppvisade ett VIF över fem, som är tillräckligt högt enligt viss litteratur (se till exempel Kline, 2011), studerade vi denna variabel närmare. När vi körde huvudmodellen med och utan könsbaserad mångfald i hela företaget som oberoende variabel

¹⁵ Men som tidigare påpekats så krävs det individuell specifik variation i alla oberoende variabler när en fast specifik effekt används eftersom annars uppstår perfekt multikollinearitet.

konstaterade vi att inga nämnvärda förändringar skedde i koefficienternas värde eller signifikansnivåer. Detta indikerade att multikollinearitet inte utgjorde något större problem (Wooldridge, 2016). Genom att följa O'Briens (2007) rekommendation om helhetsbedömning ansågs därför ingen skadlig multikollinearitet föreligga.

Enhetsrot. Att datamaterialet är stationärt är av största vikt för att inte riskera att drabbas av oäkta (*spurious*) slutsatser (Wooldridge, 2016) eller vad som kan förklaras som skenbara samband. Med stationär (*stationarity*) data utgör detta ingen risk (Wooldridge, 2016). Ett nödvändigt krav för stationär paneldata är att stabilitetskravet (*stability condition*) är uppfyllt och finns det en enhetsrot (*unit root*) i datapunkterna uppfylls inte detta (Wooldridge, 2016). Däremot påpekar flera forskare att paneldataset med få tidsobservationer i förhållande till antalet tvärsektionella enheter inte riskerar att vara icke-stationära (se till exempel Levin, Lin & James Chu, 2002). Skulle ett test för enhetsrot trots allt genomföras på vårt datamaterial finns det en oproportionerligt stor risk att testet visar på enhetsrot till följd av att testets styrka är väldigt låg (Karlsson & Löthgren, 2000). Därför valde vi att inte göra detta.

Validitet och reliabilitet

En studies förmåga att korrekt spegla hur verkligheten ser ut och hur kausalt hållbar den är benämns som den interna validiteten (Bryman & Bell, 2017). I vår studie tillämpade vi en kvantitativ forskningsdesign vars svårighet är att valda variabler riskerar att vara påverkade av yttre effekter som inte beaktas av studien (Bryman & Bell, 2017). I denna studie kunde exempelvis en högre finansiell prestation vara ett resultat av ett företags strategi snarare än en ökad mångfald. Därför antog vår studie en longitudinell forskningsdesign för att motverka dessa effekter att påverka resultatet och möjliggjorde att dra kausala slutsatser med högre säkerhet (Bryman & Bell, 2017); samt en *two-way* ECM för att kontrollera för företags- och årsspecifika effekter (Wooldridge, 2016).

I kombination med vald forskningsdesign över tre studerade år har studien beaktat könsbaserad och etnisk mångfald i 72 svenska företag. Urvalet för såväl branscher som företag slumpades fram utifrån samtliga företag som var noterade på Stockholmsbörsen, vilket utgjorde studiens population. Ursprungligen hade studien information om 98 företag men vi valde att enbart beakta den information som var fullständig och inte skulle skapa ett snedvridet resultat (så kallade outliers). Bryman och Bell (2017) beskriver att möjligheten för att kunna generalisera resultatet utanför studiens ramar, som benämns extern validitet, ökar tack vare att det valda urvalet anses vara representativt för hela populationen. Detta stöds av att vår insamlade data för könsbaserad mångfald i styrelse och koncernledning år 2017 var i linje med Allbrights årliga genomgång av samtliga bolag noterade på Stockholmsbörsen (Allbright, 2017).¹⁶

Huruvida en studies mått verkligen speglar det som ämnas att mätas benämns begreppsvaliditet (Bryman & Bell, 2017). I vår genomförda studie har både könsbaserad och etnisk mångfald beaktats. Vi konstaterade i Begreppshierarki att dessa begrepp har olika innebörd i den vetenskapliga litteraturen. Vi har därav varit tydliga med vilka variabler som studerades och hur indelningen gjordes. Problematiken med att endast samla in data utifrån observerbara egenskaper kan skapa missvisande resultat i de fall där en del av urvalet kan identifiera sig annorlunda mot vad vi har delat in personerna i för grupp. Individens könsidentitet eller självuppfattade härkomst hade behövts granskas genom djupgående intervjuer eller enkäter som påpekades i Begreppshierarki. Det kan diskuteras huruvida resultatet hade sett annorlunda ut ifall denna forskningsdesign använts.

Ytterligare en intressant aspekt inom begreppsvaliditet är vilken grad av heterogenitet som ska klassas som ”maximal mångfald”. Särskilt aktuellt blir detta för etnisk mångfald där

¹⁶ Allbrights genomgång av företag på Stockholmsbörsen för år 2017 visar att andelen kvinnor är 33 procent (21 procent) i styrelse (koncernledning). Vårt insamlade datamaterial uppvisar motsvarande andelar på 34,58 (21,20) procent för år 2017 som presenteras i Bilaga D i Appendix.

vi mätte denna variabel som att en 50/50-fördelning motsvarade högst mångfald, men diskussion bör uppmuntras till ifall den istället borde spegla den etniska heterogeniteten i samhället eller i företagets kundbas.

Reliabiliteten berör hur en studies resultat skulle varit detsamma ifall den hade genomförts på nytt (Bryman & Bell, 2017), vilket vi försökte underlätta genom att tydliggöra vår process och de grupper som finns vid indelning. Genom att information samlades in från företagens årsredovisningar kommer prestationsmättet vara detsamma oavsett vem som genomför insamlingen. Den könsbaserade och etniska mångfalden bedömde vi utifrån en indelningsplan där två grupper fanns inom respektive dimension av mångfald. Till följd av att de yttre egenskaperna tolkas subjektivt vid indelning i grupper minskar interbedömarreliabiliteten. Olika författare kan därför erhålla olika resultat i deras egna subjektiva bedömningar för hur en person ska placeras inom de olika grupperna.

RESULTAT

I tabell 2 presenterar vi deskriptiv statistik för rörelsemarginalen och våra studerade mångfaldsvariabler när de operationaliseras med hjälp av Blaus index. Rörelsemarginalens genomsnitt är 12,25 procent och för att se genomsnittet per år samt för året före hittas detta i Bilaga B i Appendix, liksom genomsnitten för mångfaldsvariablerna samt andelen kvinnor och personer av icke-europeisk härkomst för studiens huvudår. I faktiska termer har vårt urval i genomsnitt 1,87 kvinnor (6,49 män) i styrelsen och 1,39 kvinnor (6,62) i koncernledningen medan det för hela företaget finns 3 232 kvinnor (5 782).¹⁷ Motsvarande siffror för etnisk mångfald är 0,21 individer av icke-europeisk härkomst i styrelsen (8,18 individer av europeisk härkomst) och 0,27 individer av icke-europeisk härkomst i koncernledningen (7,70). Detta

¹⁷ Värt att påpeka är den stora spridning som finns bland antalet anställda i hela företaget då medianen för kvinnor är 633 och 1 177 för män.

speglar sig i de låga genomsnitten som Blaus index uppvisar (0,04 respektive 0,05) och i kombination med att medianen för båda variabler är noll, medför detta låg grad av individuell variation för båda etnicitetsvariablerna.

TABELL 2

Deskriptiv statistik: medelvärde, standardavvikelse och korrelationer

| Variabler | Medelvärde | Standardavvikelse | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|--|-------------------|--------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 Könsbaserad mångfald i styrelse (Blau) | 0,29 | 0,17 | 1 | | | | | |
| 2 Etnisk mångfald i styrelse (Blau) | 0,04 | 0,09 | 0,06 | 1 | | | | |
| 3 Könsbaserad mångfald i koncernledning (Blau) | 0,20 | 0,19 | 0,42*** | 0,12 | 1 | | | |
| 4 Etnisk mångfald i koncernledning (Blau) | 0,05 | 0,10 | -0,07 | 0,23*** | 0,04 | 1 | | |
| 5 Könsbaserad mångfald i hela företaget (Blau) | 0,39 | 0,10 | 0,04 | 0,16* | 0,00 | 0,06 | 1 | |
| 6 Rörelsemarginal | 12,25% | 0,23 | 0,10 | 0,13 | 0,08 | 0,05 | 0,16* | 1 |

antal observationer = 216

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Diskussion kring samvariationen (korrelation) mellan mångfaldsvariablerna förs i delen om multikollinearitet. Eftersom vi arbetar med paneldata, och observationerna för samma företag över tid beror på varandra, blir korrelationen ett något missvisande mått på samvariation eftersom det behandlar varje observation som oberoende till övriga observationer (se vidare diskussionen kring *pooled* OLS i Modellval).

Fördelningen av urvalets företag per bransch och storlek redovisas i Bilaga C i Appendix. Slutligen presenterar vi en kort summering av studiens hypoteser i tabell 3.

TABELL 3
Sammanfattning av studiens hypoteser och huvudmodellens resultat

| Hypotes | Oberoende variabel | Beroende variabel | Hypotes | Huvudmodell |
|---------|---------------------------------------|-------------------|---------------|------------------|
| 1 | Könsbaserad mångfald i styrelse | Rörelsemarginal | Samband finns | Inget samband |
| 2 | Etnisk mångfald i styrelse | " | " | Inget samband |
| 3 | Könsbaserad mångfald i koncernledning | " | " | Positivt samband |
| 4 | Etnisk mångfald i koncernledning | " | " | Positivt samband |
| 5 | Könsbaserad mångfald i hela företaget | " | " | Positivt samband |

Huvudmodell

Med start i våra pre hoc-analyser, se tabell 4, ser vi att modellen med *pooled* OLS (0a) endast har könsbaserad mångfald i hela företaget som signifikant. Denna variabels koefficientvärde visar att en ökad grad av könsbaserad mångfald i företaget (se Regressionsanalys för tolkning av koefficientvärdet) förväntas öka ett företags genomsnittliga rörelsemarginal med 3,16 procentenheter. Övriga variabler är däremot inte signifikanta. Modellens justerade förklaringsstyrka är 2,26 procent, vilket innebär att när datamaterialet hanteras som tvärsektionellt, kan 2,26 procent av variationen i rörelsemarginalen bland företagen förklaras till följd av mångfaldsvariablerna. I vår andra pre hoc-analys (0b) behandlar vi vår data korrekt, det vill säga som paneldata med fasta effekter men utesluter alla mångfaldsvariabler. Det intressanta i denna modell är den justerade förklaringsgraden. Vi kan konstatera att de företags- och årsspecifika effekterna förklarar variationen i rörelsemarginal

till 32,97 procent. Detta är helt i sin ordning då vi i denna modell har 75 parametrar som försöker förklara prestationsmåttet och därmed blir förklaringsgraden hög.

När vi sedan går vidare till vår huvudmodells resultat, se tabell 4, gör vi detta för att bemöta hypoteserna som vi lade fram i Teoretiskt ramverk och hypoteser. Till att börja med uppvisar modellen en justerad förklaringsgrad på 33,79 procent. Denna kan anses vara väldigt hög men i jämförelse hade Dezső och Ross (2012) en justerad förklaringsgrad på 72 procent som då inkluderade sex olika kontrollvariabler vilket också påverkar förklaringsgraden uppåt. Jämför vi vår huvudmodell med pre hoc-analysen 0b innebär detta att mångfaldsvariablerna tycks kunna förklara variationen i rörelsemarginalen med 0,82 ($33,79 - 32,97$) procentenheter. Ytterligare en viktig kontroll är det presenterade F-testet som testar ifall samtliga variabler inte har någon påverkan på variationen i rörelsemarginalen. Vi förkastar nollhypotesen på alla rimliga signifikansnivåer ($p\text{-värde} = 0,00$), vilket innebär att studiens huvudmodell har en signifikant förklaringsstyrka på rörelsemarginalen.

Tre av fem mångfaldsvariabler är signifikanta och visar på att ett samband till rörelsemarginalen existerar; könsbaserad mångfald i koncernledning, könsbaserad mångfald i hela företaget och etnisk mångfald i koncernledningen. Samtliga av dessa är även positiva där en ökning av könsbaserad mångfald i hela företaget och etnisk mångfald i koncernledningen ökar den förväntade rörelsemarginalen med 4,10 respektive 3,14 procentenheter. Könsbaserad mångfald i koncernledning har en mycket lägre positiv påverkan på den förväntade rörelsemarginalen medan inget statistiskt säkerställt samband går att finna för variablerna på styrelsenivå. Detta gör att vi kan bekräfta hypotes 3, 4 och 5 medan hypotes 1 och 2 rörande könsbaserad och etnisk mångfald i styrelse inte kan styrkas.

TABELL 4
Resultat pre hoc-analyser och huvudmodell

| <i>Variabler</i> | <i>Rörelsemarginal</i> | | |
|---------------------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | <i>Pooled OLS (0a)</i> | <i>Modell 0b</i> | <i>Huvudmodell (1)</i> |
| Intercept | -0,0508 (0,0672) | 0,1225*** (0,0000) | -0,0609 (0,0644) |
| Könsbaserad mångfald i styrelse | 0,0965 (0,1015) | | -0,0331 (0,1310) |
| Etnisk mångfald i styrelse | 0,2397 (0,1807) | | 0,0768 (0,1221) |
| Könsbaserad mångfald i koncernledning | 0,0486 (0,0939) | | 0,0711*** (0,0154) |
| Etnisk mångfald i koncernledning | 0,0533 (0,1626) | | 0,3143*** (0,0783) |
| Könsbaserad mångfald i hela företaget | 0,3157* (0,1548) | | 0,4095* (0,1965) |
| R ² | 0,0453 | 0,5573 | 0,5781 |
| Justerad R ² | 0,0226 | 0,3297 | 0,3379 |
| F-test | 1,9948 | 2,4489*** | 2,4064*** |
| Antal företag | 216 ^a | 72 | 72 |
| Antal år | | 3 | 3 |

Whites robusta tvärsektionella standardfel inom parantes

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

^a *pooled* OLS behandlar samma företag för olika år som unika företag, se Modellval.

Delprovsanalyser

I enlighet med det tidigare presenterade Chow-testet förbättrades anpassningen signifikant när vi delade upp urvalet baserat på branschtillhörighet. Modell 2–6 (se tabell 5) redovisar resultaten för respektive bransch med samma förutsättningar som för huvudregressionen. Genomgående är den justerade förklaringsgraden hög och anledningen till detta är detsamma som redogjorts för huvudmodellen: fasta effekter som täcker in icke-observerbara egenskaper som påverkar den finansiella prestationen. De genomsnittsvärden vi

nämner i nedanstående delar redovisas i Bilaga D i Appendix. Slutligen presenteras en översiktlig sammanfattning av huvudmodellens och delprovsanalysernas resultat i tabell 6.

TABELL 5
Resultat delprovsanalyser för varje bransch

| <i>Variabler</i> | <i>Rörelsemarginal</i> | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------|-------------------------------|
| | <i>Consumer Goods (2)</i> | <i>Consumer Services (3)</i> | <i>Financials (4)</i> | <i>Health Care (5)</i> | <i>Industrials (6)</i> |
| Intercept | 0,1620 (0,1784) | 0,2186 (0,1176) | 0,0515 (0,1094) | 0,3669 (0,1894) | 0,1336*** (0,0272) |
| Könsbaserad mångfald i styrelse | -0,0202 (0,1349) | 0,0256 (0,0485) | -0,4819 (0,3942) | 0,0847 (0,1538) | 0,0239 (0,0341) |
| Etnisk mångfald i styrelse | 0,0077 (0,1252) | -0,3276* (0,1527) | 0,6020 (0,4803) | 0,0018 (0,2807) | 0,1381 (0,0724) |
| Könsbaserad mångfald i koncernledning | -0,0988 (0,0781) | 0,1832*** (0,0017) | 0,1286 (0,2695) | -0,1807 (0,0953) | 0,0912** (0,0289) |
| Etnisk mångfald i koncernledning | -0,1210* (0,0454) | -0,0690 (0,1903) | 1,5902** (0,4685) | -0,1630* (0,0629) | -0,0966** (0,0312) |
| Könsbaserad mångfald i hela företaget | -0,1691 (0,3400) | -0,5570 (0,3646) | 0,8417*** (0,1388) | -0,7104 (0,5123) | -0,2551*** (0,0681) |
| R ² | 0,5731 | 0,8073 | 0,6845 | 0,6419 | 0,6207 |
| Justerad R ² | 0,1210 | 0,6147 | 0,3964 | 0,2361 | 0,3281 |
| F-test | 1,2676 | 4,1904** | 2,3762* | 1,5817 | 2,1215* |
| Antal företag | 12 | 13 | 15 | 11 | 21 |
| Antal år | 3 | 3 | 3 | 3 | 3 |

Whites robusta tvärsektionella standardfel inom parantes

* p < 0,05

** p < 0,01

*** p < 0,001

Delprovsanalys Consumer Goods. Consumer Goods uppvisar liknande genomsnittsvärden för kön och etnicitet som hela urvalet; den största skillnaden hittar vi bland andelen företag som haft en person av icke-europeisk härkomst i styrelse eller koncernledning. En tredjedel av företagen i Consumer Goods har haft en person av icke-europeisk härkomst på respektive företagsnivå medan motsvarande andel för hela urvalet är runt en femtedel. Eftersom Consumer Goods innehåller 12 företag påverkas träffsäkerheten i skattningarna då färre datapunkter är tillgängliga i estimeringen. Modellen kan inte avfärda nollhypotesen i F-testet, det vill säga att alla variabler inte har någon signifikant påverkan på rörelsemarginalen, vilket är en möjlig konsekvens av få observationer (Wooldridge, 2016). Vid en enskild granskning är det endast etnisk mångfald i koncernledning som har en signifikant negativ påverkan på rörelsemarginalen och därmed endast hypotes 4 som vi kan bekräfta.

Delprovsanalys Consumer Services. När vi begränsar urvalet till att endast omfatta Consumer Services ingår 13 företag och 84,62 procent av dessa har haft åtminstone en kvinna i de två översta företagsnivåerna (styrelse och koncernledning), vilket var klart över hela urvalets genomsnitt (80,09 respektive 60,65 procent). Modellen i sig uppvisar en hög justerad förklaringsgrad på 61,47 procent samtidigt som F-testet indikerar att modellen har förklaringsstyrka. Signifikanta samband kan ses från etnisk mångfald på styrelsenivå (negativ) och könsbaserad mångfald i koncernledning (positiv), vilket bekräftar hypotes 2 och 3.

Delprovsanalys Financials. Även modellen för företag inom Financials uppvisar en högre justerad förklaringsgrad än huvudmodellen. Utfallet av F-testet visade att variablernas sanna värden är skilt från noll med etnisk mångfald i koncernledningen och könsbaserad mångfald i hela företaget som signifikanta. Detta resulterar i att vi kan bekräfta hypotes 4 och 5 medan övriga hypoteser inte kan bekräftas med åtminstone 95 procents signifikansnivå. Båda mångfaldsvariablerna som är signifikanta har höga koefficientvärden i förhållande till vad övriga modeller visar. Skattningen för etnisk mångfald i koncernledning ska dock tas med viss försiktighet: endast fem av totalt 45 observationer har haft minst en person av icke-europeisk härkomst i koncernledningen, vilket påverkar den ekologiska felsluteten i vårt resultat. Financials är även den bransch i urvalet som uppvisar högst genomsnittlig rörelsemarginal. Genomsnittet för branschen är 37,42 procent medan hela urvalets genomsnitt är 12,25 procent.

Delprovsanalys Health Care. Branschen Health Care har högre andelar av individer av icke-europeisk härkomst, 4,00 och 5,72 procent i styrelse respektive koncernledning, jämfört med hela urvalet. Branschens genomsnittliga rörelsemarginal är dock den lägsta på knappt fyra procent. Med stöd i detta är det inte någon överraskning att etnisk mångfald i koncernledning har en negativ signifikant påverkan på rörelsemarginalen. Resterande variabler är inte signifikanta vilket innebär att vi endast kan bekräfta hypotes 4. Modellens F-test indikerar att det finns en risk för att samtliga variabler samtidigt saknar förklaringsstyrka. Health Care är

den bransch med minst antal observationer, vilket påverkar pålitligheten i modellen precis som för Consumer Goods.

Delprovsanalys Industrials. Industrials uppvisar en snarlik justerad förklaringsgrad som huvudmodellen. Alla variabler förutom de för styrelse är signifikanta där könsbaserad mångfald i hela företaget sticker ut med högsta koefficientvärde i absoluta tal. Industrials har ett mycket lägre genomsnitt av kvinnor i hela företaget än det kompletta urvalet (26,18 jämfört med 38,42 procent) och skattningen av könsbaserad mångfald i hela företaget uppvisar en negativ påverkan med 2,55 procentenheter på rörelsemarginalen. Den låga andelen kvinnor är något som även visade sig i att antalet företag som haft åtminstone en kvinna är procentuellt sett färre. Dessutom uppvisar Industrials den lägsta andelen individer av icke-europeisk härkomst i styrelsen (1,29 procent) av alla branscher. Precis som för huvudmodellen bekräftar vi hypotes 3, 4 och 5 för företagen inom Industrials.

TABELL 6
Sammanfattning av huvudmodells och delprovsanalysers resultat

| Oberoende variabel | Huvudmodell | Consumer Goods | Consumer Services | Financials | Health Care | Industrials |
|---------------------------------------|-------------|----------------|-------------------|------------|-------------|-------------|
| Könsbaserad mångfald i styrelse | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Etnisk mångfald i styrelse | 0 | 0 | - | 0 | 0 | 0 |
| Könsbaserad mångfald i koncernledning | + | 0 | + | 0 | 0 | + |
| Etnisk mångfald i koncernledning | + | - | 0 | + | - | - |
| Könsbaserad mångfald i hela företaget | + | 0 | 0 | + | 0 | - |

0 Inget signifikant samband
+ Positivt signifikant samband
- Negativt signifikant samband

DISKUSSION OCH SLUTSATS

I genomförd studie har vi studerat sambandet mellan mångfald och finansiell prestation bland företag noterade på Stockholmsbörsen utifrån ett urval av 72 företag från fem olika branscher. Vår studie har analyserat hur demografisk heterogenitet i styrelse, koncernledning och i hela företaget kan leda till konkurrensfördelar i form av högre rörelsemarginal. Tidigare forskning i kombination med agentteorin, Upper Echelons och resursbaserad teori har tillsammans skapat det teoretiska ramverket för att formulera våra hypoteser. Agentteorin ska svara på varför styrelsens demografiska sammansättning kan resultera i olika utfall på ett

företags finansiella prestation. Användningen av Upper Echelons har gett en bakgrund till hur ledningen i företag agerar och dess påverkan på finansiell prestation, där agerandet kan förändras genom en mer heterogen sammansättning. Slutligen har den resursbaserade teorin gett inblick i hur en heterogen uppsättning av humankapital i ett företags totala arbetsstyrka kan skapa konkurrensfördelar som mynnar ut i förbättrad finansiell prestation.

I fortsättningen av detta avsnitt kommer våra testade hypoteser med respektive resultat att diskuteras med utgångspunkt i det teoretiska ramverket. Med samband åsyftas i nedanstående diskussion alltid signifikanta samband. Utöver det reflekterar vi över våra delprovsanalyser samt begreppsvaliditeten i termer av om vi verkligen mäter det som vi ämnar mäta. Slutligen lyfter vi upp vissa svårigheter med studien som kan ha påverkat studiens resultat genom att diskutera robustheten med avseende på omvänd kausalitet och skenbara samband.

Mångfald i styrelse

I vår studie finner vi inget samband på styrelsenivå mellan könsbaserad mångfald och finansiell prestation, eller etnisk mångfald och finansiell prestation. Nedan förklarar vi två möjliga anledningar till detta.

Den första möjliga anledningen till att könsbaserad och etnisk mångfald i styrelsen inte genererade en högre finansiell prestation i vår studie är att det *de facto* inte existerar ett samband mellan mångfald i styrelse och finansiell prestation. Finkelstein och Hambrick (1996) menar att en av två nyckelfunktioner som en styrelse har är att agera som en kontrollfunktion, men vi tvivlar på om deras kontrollförmåga faktiskt påverkar rörelsemarginalen. Detta gör vi med stöd i den andra nyckelfunktionen som Finkelstein och Hambrick (1996) lyfter fram: styrelsen har störst möjlighet att påverka företagets långsiktiga, strategiska riktning och beslutsfattande. Om styrelsen som ett kontrollerande organ å ena sidan påverkar finansiell prestation, visar vårt resultat att mångfald i styrelsen inte påverkar dess kontrollförmåga. Vi kan därför inte styrka

resonemanget i agentteorin om att en heterogen demografisk sammansättning hos styrelsen ökar styrelsens oberoende och därmed ökar styrelsens förmåga att övervaka chefer, enligt Carter et al. (2003) och Erhardt et al. (2003). Om det å andra sidan är så att kontrollförmåga inte har en effekt på finansiell prestation spelar det ingen roll hur heterogen eller homogen styrelsen är. En annan förklaring till att inget samband kan styrkas är att det finns ett stort hierarkiskt avstånd mellan styrelsen och den operativa verksamheten, vilket gör mångfald i styrelsen oväsentlig.

Den andra möjliga anledningen till varför vårt resultat inte finner något samband är att det existerar ett samband men att detta samband inte fångas upp av vår modell. Detta kopplar vi till den andra nyckelfunktion som Finkelstein och Hambrick (1996) lyfter fram. Eftersom vår studie använder rörelsemarginal som mått på finansiell prestation, lyckas vi enbart beakta operativ finansiell prestation och riskerar att missa styrelsens långsiktiga strategiska påverkan. Ett möjligtvis mer lämpligt mått är ekonomisk vinstmarginal som mäter långsiktigt värdeskapande (Hunt et al., 2018). Ett andra skäl till att vår modell inte lyckas bevisa ett samband är att andelen personer av icke-europeisk härkomst är väldigt låg för alla år – den högsta uppmätta nivån är 3,93 procent år 2017. För könsbaserad mångfald kan graden av heterogenitet sägas vara substantiell först år 2017 då drygt en tredjedel av ledamöterna var kvinnor. Vi menar att den är substantiell först år 2017, i enlighet med Lyngsie och Foss (2017) samt Shrader et al. (1997), eftersom de positiva effekterna av fler kvinnor framträder först när graden av könsbaserad mångfald ökar. Vi argumenterar därför för att effekten av en högre könsbaserad mångfald kan först observeras om några år eftersom 2017 var det första året som vi hade en tillräckligt hög andel kvinnor i styrelsen. En sista metodologisk anledning till varför vi inte finner något samband mellan etnisk mångfald och finansiell prestation är den låga variationen i mångfaldsvariabeln. Detta visar sig i att genomsnittsandelen personer av icke-europeisk härkomst har pendlat mellan 1,90 och 3,93 procent under de studerade åren.

Sammanfattningsvis kan vi varken påvisa ett positivt eller negativt samband mellan mångfald i styrelse och finansiell prestation. Därför bör tillsättandet av kvinnor och etniska minoriteter till styrelsen baseras på anledningar utöver finansiell prestation, såsom etik och socialt ansvar, givet likvärdig kompetens. Detta går i linje med Carter et al.:s (2010) resultat och resonemang. Vidare tar även Randøy et al. (2006), som heller inte kunde påvisa något samband mellan mångfald och finansiell prestation, upp flera viktiga insikter om mångfald och finansiell prestation. En av dessa är att heterogeniteten i styrelse reflekterar politiska prioriteringar. Norge är det enda land som använder sig av könskvotering och är också det land i Skandinavien som har högst könsbaserad mångfald på styrelsenivå (Randøy et al., 2006). En annan insikt är att en mer heterogen styrelse inte är en snabb lösning för att förbättra företags finansiella prestation utan ska ses ur ett mer långsiktigt perspektiv. Författarna poängterar också att eftersom det inte finns ett negativt samband mellan könsbaserad och etnisk mångfald i styrelser och finansiell prestation finns det ingen anledning att inte ha en hög mångfald.

Mångfald i koncernledning och hela företaget

Vår studie finner däremot ett positivt samband på koncernledningsnivå mellan könsbaserad mångfald och finansiell prestation, samt etnisk mångfald och finansiell prestation. Detta styrker UE-teorins antagande att koncernledningens egenskaper kan förutspå organisatoriska utfall, och att observerbara demografiska egenskaper är en lämplig proxy till dessa.

De positiva samband vi har sett på mångfald i koncernledning och finansiell prestation hade däremot kunnat vara ännu starkare. Detta följer av Hambricks (2007) resonemang om att graden av handlingsutrymme som ledningen besitter modererar sambandet mellan koncernledningens egenskaper (i vår studie könsbaserad och etnisk mångfald) och organisatoriska utfall. Hambrick (2007) menar att handlingsutrymmet kan variera under olika

nationella värdesystem som formas av fackförbund, kollektivavtal och regelverk. I Sverige ses ofta dessa tre faktorer som väldigt starka vilket talar för att vårt funna positiva samband hade kunnat vara ännu starkare. Det finns dock indikationer på att svenska fackförbunds politiska påverkan har minskat (Anthonsen, Lindvall & Schmidt-Hansen, 2011). Därför behöver inte dessa begränsningar vara så starka som de kan verka, och att svenska koncernledningars handlingsutrymme *de facto* är stort. Slutligen är det möjligt, till skillnad från vad Hambrick (2007) hävdar, att handlingsutrymmet inte modererar koncernledningens egenskaper och organisatoriska utfall, vilket gör tidigare resonemang i detta stycke irrelevant.

Till sist finner vårt resultat ett positivt samband mellan könsbaserad mångfald i hela företaget och finansiell prestation. Resultatet styrker det resursbaserade resonemanget att humankapital är en resurs som skapar en varaktig konkurrensfördel. Detta går i linje med Dunford et al.:s (2001) argumentation att humankapital kan skapa en varaktig konkurrensfördel, och Richards (2000) förklaring att mångfald i humankapitalet är svårimiterbart och sällsynt i och med att den är socialt komplex och skyddad av kunskapsbarriärer.

De positiva sambanden mellan mångfald och finansiell prestation på både koncernlednings- och företagsnivå kan förklaras med de kausala mekanismer som nämnts tidigare. Exempelvis har grupper med en högre mångfald ett bredare spektrum av idéer och perspektiv vilket ökar kvaliteten i beslutsfattandet (McLeod et al., 1996; McLeod & Lobel, 1992; Watson et al., 1993). Detta kan på så sätt leda till ökad finansiell prestation. Att grupper med högre mångfald främjar icke-uppenbara handlingsalternativ (McLeod & Lobel, 1992), skapar en bättre lärandemiljö till följd av kreativa konflikter (Gurin et al., 2004) och ökar företagets möjlighet att nå ut till nya kundsegment och expandera globalt (Cox & Blake, 1991; Morrison, 1992) förklarar vidare det positiva sambandet. Även om studier visat att en högre grad mångfald i en grupp leder till ökade koordinations- och kontrollkostnader (Tsui et al.,

1992) samt andra negativa mekanismer som vi nämnt tidigare, visar vår studie att de positiva mekanismerna överväger.

Fokus bör läggas på organisations- och gruppnivå snarare än individnivå. Med det menas att ett positivt samband inte betyder att tillägget av en minoritetsperson i en homogen grupp ökar gruppens prestation på grund av personens egenskaper. Istället är det gruppens heterogena sammansättning och den förändrade gruppdynamiken som driver en högre prestation. Detta gäller för både könsbaserad och etnisk mångfald i vår studie.

Branschtillhörighet och företagsstorlek

Vad gäller våra delprovsanalyser syns det i tabell 6 att det inte finns något tydligt mönster mellan branscherna för signifikanta samband. Detta kan möjligtvis förklaras med att använd branschindelning från ICB inte är korrekt, till exempel är H&M och KappAhl placerade i olika branscher. En mer lämplig branschindelning hade möjligtvis medfört resonemang kring B2B- och B2C-företag. B2B-företagskunder är organisatoriska enheter som är köns- och etnicitetlösa, varför dessa företag inte behöver spegla sina kunders demografiska egenskaper på samma sätt som B2C-företag. Detta resonemang går i linje med Brammer et al.:s (2007) upptäckt om att företag som är nära slutkonsumenten i värdekedjan har mer att vinna på att efterlikna kundbasens demografi i sin egen styrelse och koncernledning. Ytterligare en förklaring till svårtydda samband är att när urvalet delades upp blev antalet observationer väldigt litet per bransch. Detta påpekades redan i Resultat och försämrar delprovernans trovärdighet. Däremot ansåg vi det ändå befogat att genomföra dessa delprovsanalyser eftersom vi visade på ett möjligt sätt att kontrollera för branschtillhörighet i kombination med vårt val av estimeringsmodell.

Förutom att kontrollera för branschtillhörighet genom Chow-test gjordes även detta för företagsstorlek baserat på företagens börsvärde som tidigare har beskrivits i Metod. Det

konstaterades då att storleken inte modererar förhållandet mellan mångfald och finansiell prestation eftersom anpassningen inte förbättrades. För att bekräfta att denna slutsats var korrekt genomförde vi även två post hoc-analyser där antalet anställda i hela företaget (Smith et al., 2006) och omsättningen (Carpenter & Sanders, 2002) användes som alternativa mått på företagsstorlek istället för börsvärde.¹⁸ Inte heller denna operationalisering av storlek förändrade huvudmodellens resultat i någon nämnvärd omfattning. Sammanfattningsvis kan vi därför känna oss trygga i att företagsstorleken inte förbättrar möjligheten att förklara könsbaserad och etnisk mångfalds påverkan på finansiell prestation i vår data.

Problematik i begreppsvaliditet

För att fånga upp problematiken som togs upp i begreppsvaliditeten bör uppmärksamhet också riktas mot vad begreppen könsbaserad och etnisk mångfald speglar. Vi har i denna studie operationaliserat mångfaldsvariablerna så att den maximala graden av heterogenitet nås vid 50/50. Däremot är 50/50 inte nödvändigtvis den mest korrekta operationaliseringen av mångfald utan det finns flera olika alternativ. Det första är att mångfaldsvariablerna bör spegla befolkningens grad av heterogenitet; för kön skulle 50/50 därför anses som korrekt medan 50/50 för etnicitet inte blir en korrekt spegling av Sveriges befolkning. Ett andra alternativ är att operationaliseringen bör spegla företagets kundbas för att på så vis erbjuda bättre anpassade produkter för kundernas demografiska preferenser (Cox & Blake, 1991; Morrison, 1992). Detta kan därför utgöra ett framtida forskningsförslag: att jämföra olika företag i samma bransch och hur deras kundbas skiljer sig åt inom könsbaserad och etnisk mångfald. Baserat på skillnaderna i kundbasernas demografi kan sedan mångfaldsvariablerna operationaliseras olika för vid vilken nivå den optimala graden av heterogenitet uppnås inom företaget.

¹⁸ Vi testade även att logaritmera båda dessa utan skillnad i utfallet.

Omvänd kausalitet

Även om vi fann signifikanta samband kan vi inte fastslå att det existerar ett kausalt samband som går från mångfald till finansiell prestation, trots vår longitudinella design. Det kausala sambandet kan också verka i motsatt riktning; mer lönsamma företag anställer individer i strävan efter en mer heterogen arbetsstyrka. Meyer och Rowan (1977) menar att framgångsrika företag är mer benägna att anpassa sig till samhällets förväntningar på mångfald för att uppfattas som mer legitima. Mer specifikt för könsbaserad mångfald kan det dessutom vara så att kvinnor på styrelse- och ledningsnivå tillåts att selektivt välja framgångsrika företag att arbeta för till följd av den låga andel kvinnor med erfarenhet från dessa nivåer (Farrell & Hersch, 2005). Om någon eller flera av dessa mekanismer existerar i vår data drabbas vår modell av omvänd kausalitet vilket medför att mångfaldsvariablerna inte är exogena med beaktande på feltermen (Wooldridge, 2016). Den praktiska implikationen av detta blir därför att när effekten av en ökning i en mångfaldsvariabel ska skattas kan vi inte fastslå ifall effekten på finansiell prestation beror på ökningen i mångfaldsvariabeln eller på att mångfaldsvariabeln egentligen ökar för att finansiella prestationen förändras. Antonakis, Bendahan, Jacquart och Lalive (2010) har undersökt ifall kvantitativa studier publicerade i de ledande managementjournalerna under tio års tid beaktar hot mot skattningarnas värderiktighet. Ett av dessa hot som de lyfter fram är omvänd kausalitet och 74,50 procent av undersökta studier genomförde inte tillräckliga tester för att kontrollera för just detta. Antonakis et al. (2010) nämner fasta effekter som en *best practice* för att kunna dra kausala slutsatser - precis vad vi gjorde i vår studie. För att vi inte ska komplicera vår modell ytterligare kommer vi att använda Dezső och Ross (2012) relativt enkla sätt att kontrollera för omvänd kausalitet. Vi genomförde därför ett robusthetstest genom att inkludera föregående års rörelsemarginal i huvudmodellen. Vår anledning till detta är att vi anser att föregående års finansiella prestation skulle kunna påverka graden av heterogenitet på arbetsstyrkan året efter. Däremot är praxis inom ekonometri

att laggad variabel syftar på variabelvärdet för tidpunkten före som används i modellen (i vårt fall år 2009 för år 2017 och 2001 för 2009). Vi valde dock att frånga denna praxis eftersom vi bedömer att kopplingen mellan finansiell prestation år 2009 och heterogeniteten i arbetsstyrkan år 2017 är svag; medan finansiella prestationen år 2016 har starkare koppling till heterogeniteten år 2017. När detta robusthetstest genomfördes konstaterade vi att endast etnisk mångfald i koncernledning bibehöll sitt positiva, signifikanta samband medan övriga variabler blev insignifikanta. Detta resultat går delvis emot Dezső och Ross (2012) resultat som var oförändrat vid kontroll för omvänd kausalitet. Eftersom kontroll för omvänd kausalitet kan göras på flera olika sätt (Antonakis et al., 2010) samt att optimal lagglängd på rörelsemarginal inte nödvändigtvis är ett år, ska vårt kausalitetstest tas med viss försiktighet.

Skenbara samband

Ytterligare en aspekt som kan tänkas påverka de kausala samband som vår studie har ämnat att påvisa är risken för skenbara samband. I ekonometriska termer är detta vad som kallas oäkta regressioner, presenterat i avsnittet om Enhetsrot. Mer konkret innebär detta att de positiva samband som konstaterades i huvudmodellen egentligen beror på att de signifikanta mångfaldsvariablerna och rörelsemarginalen påverkas i samma riktning av en eller flera utomstående faktorer. När denna studie inleddes förväntade vi oss att samtliga mångfaldsvariabler skulle öka från år 2001 till 2017. Detta är också något som visade sig stämma.¹⁹ Dessutom har den genomsnittliga rörelsemarginalen ökat från 4,01 procent år 2001 till 17,55 procent år 2017. Med beaktande av att båda ökar över tid är det ofrånkomligt att inte misstänka att mångfald och rörelsemarginal båda drivs av en eller flera utomstående faktorer som inte inkluderas i modellen. Det bör dock nämnas att den genomsnittliga rörelsemarginalen

¹⁹ Graden av heterogenitet i kön för hela företaget är undantaget, den har pendlat runt 38 procent för samtliga tre år.

för år 2000 var 11,32 procent vilket istället talar för att 2001 var ett generellt sett dåligt år för Stockholmsbörsens företag.

Forskningsbidrag

Vår studie bidrar till forskningen genom att undersöka sambandet mellan mångfald och finansiell prestation. I linje med Hambrick och Masons (1984) rekommendation att använda longitudinella studier för att stärka kausalitet använde vi just denna forskningsdesign. Enbart ett fåtal studier har använt denna design, till exempel Dezső och Ross (2012) samt Campbell och Minguez-Vera (2008). Vi bidrar på så sätt med ytterligare en studie som stärker det kausala sambandet mellan mångfald och finansiell prestation. När vi kontrollerade för omvänd kausalitet fann vi att etnisk mångfald i koncernledningen och finansiell prestation hade ett positivt samband i både huvudmodellen och kontrollmodellen. Detta tyder på att vi kan stärka resonemanget att etnisk mångfald i koncernledningen *de facto* resulterar i förbättrad finansiell prestation. Få studier har på ett så starkt sätt kunnat konstatera ett kausalt samband.

Vår studie bidrar också med empiriskt stöd för att ju högre könsbaserad och etnisk mångfald i koncernledningar, desto bättre finansiell prestation. Samma bidrag gäller även för könsbaserad mångfald i hela företaget. Detta ger ytterligare empiriskt material som stödjer Richards (2000) resursbaserade resonemang att humankapital med hög mångfald utgör en värdeskapande resurs i och med att den är sällsynt och svårimiterbar. Vi bidrar även med empiriskt material som stärker perspektivet att mångfald (både könsbaserad och etnisk) i styrelsen inte påverkar finansiell prestation. Detta ifrågasätter således det agentteoretiska resonemanget att ökad mångfald i styrelsen ökar styrelsens oberoende och därmed den finansiella prestationen (Carter et al., 2003; Erhardt et al., 2003). Dessutom har vi undersökt sambandet mellan mångfald och finansiell prestation på branschnivå, där vi på så vis har ökat förståelsen för hur sambandet ser ut i olika branscher. Som ett sista empiriskt bidrag kan vi

konstatera att företagets storlek inte modererar sambandet mellan mångfald och finansiell prestation.

Utifrån ett mer tekniskt perspektiv anser vi att vårt sätt att kontrollera för branschtillhörighet också är ett bidrag för framtida kvantitativa studier som behandlar paneldata med fasta effekter. Branschtillhörighet är en variabel som inte förändras över tid, och som vi har påpekat kan inte en variabel vara konstant för att fasta effekter i modellspecifikationen ska fungera. Vi löste detta genom att genomföra Chow-testet där vi konstaterade att anpassningen förbättrades signifikant när regressionen kördes på uppdelat urval. Vi har inte funnit tidigare studier med paneldata som kontrollerat för branschtillhörighet eller genomfört Chow-testet med detta syfte. Denna teknik kan även appliceras på annan paneldata när en oberoende variabel är konstant över hela tidsperioden och fasta effekter önskas användas.

Slutligen har vi i denna studie öppnat upp och ämnat att avdramatisera diskussionen kring mångfald i Sverige, främst rörande etnisk mångfald. Inga tidigare publicerade studier har gjort detta och med den ökade etniska mångfalden i Sverige är vårt resultat högst aktuellt i den rådande samhällsdebatten. Vi har således bidragit med ett sätt att operationalisera etnisk mångfald i Sverige, men vi är högst medvetna om att det existerar andra sätt att mäta detta på.

Begränsningar

I vår genomförda studie har indelningen av kön och etnicitet varit binär med utgångspunkt i observerbara egenskaper. Vi har därför inte beaktat hur individen identifierar sig själv vilket kan leda till ett trubbigt mätinstrument. Ett mer finkänsligt instrument skulle därför kunna baseras på enkäter med flera olika grupper inom kön respektive etnicitet. Ett annat alternativ för ett mer finkänsligt instrument för etnisk mångfald är att dela in individer baserat på nationalitet. En undersökning baserad på nationalitet som proxy för kulturell tillhörighet skulle kunna medföra en annan dimension till etnisk mångfald. En sådan undersökning skulle

dessutom kunna påvisa att det finns signifikanta skillnader mellan till exempel en svensk och en tysk, vilket skulle ifrågasätta vårt val av indelning i europeisk härkomst och icke-europeisk härkomst. Båda dessa alternativa instrument för mångfaldsvariabler hade genererat en högre variation vilket dels hade ökat de skattade sambandens korrekthet och dels minimerat risken för subjektivitet i vår indelning av kön och etnicitet.

Vi har argumenterat för att studiens urval är representativt för hela populationen men det kan diskuteras huruvida resultatet hade sett annorlunda ut om samtliga företag på Stockholmsbörsen hade inkluderats. Med fler företag skulle vi ha haft fler datapunkter att skatta sambanden med, vilket hade förbättrat koefficienternas *efficiency*. Konsekvenserna av att utvidga urvalsramen till företag utanför börsen kan även diskuteras. Vi resonerar att börsnoterade företag är mer känsliga för att uppfattas som mindre etiska och legitima än icke-börsnoterade företag, då det kan tänkas påverka aktievärdet negativt att inte följa samhällsnormer. Eftersom företag på och utanför börsen rimligen skiljer sig åt i denna aspekt, argumenterar vi för att en studie med en bredare urvalsram hade kunnat påvisa andra samband av mångfald än dem som vi funnit. Det hade därför kunnat utmynna i ett mer generaliserbart resultat.

Zahra och Pearce II (1989) menar att operationaliseringen av mångfaldsvariabler är ett kritiskt moment som kan få stor inverkan på modellens resultat. Vi valde att operationalisera mångfaldsvariablerna genom Blaus index och som vi har påpekat är dess värdemängd begränsad mellan 0 och 0,5 när två grupper (man och kvinna, europeisk härkomst och icke-europeisk härkomst) används. Detta begränsar givetvis känsligheten i vårt mått och viss kritik har framförts mot att beräkna heterogenitet på detta sätt när antalet grupper är få (Campbell & Minguez-Vera, 2008). Ett alternativt mått vid få antal grupper är Shannon index som är mer känsligt för små förändringar i sammansättningen av individer (Campbell & Minguez-Vera, 2008). Vi valde därför att genomföra en post hoc-analys där samtliga fem mångfaldsvariabler

operationaliserades med Shannon index men i övrigt behöll vi huvudmodellens förutsättningar. Detta test visade på samma resultat²⁰ vilket betyder att vi, trots begränsad känslighet i Blaus index vid få grupper, inte anser att vårt val av operationalisering utgjorde någon begränsning för våra resultat. Dessutom är Blaus index mer lättolkat än Shannon index, som kräver en djupare förståelse för logaritmer innan en tolkning kan göras (Shannon, 1948).

Givetvis begränsas vår studie av den låga individuella variation som vårt datamaterial framförallt uppvisar i variablerna för etnisk mångfald. Vi har tidigare påpekat att individuell variation är viktigt för att skattningarna ska vara *efficient* när fasta effekter används. Eftersom genomsnittsandelen av personer av icke-europeisk härkomst i styrelse och koncernledning är 2,31 respektive 3,01 procent blir det tydligt att vårt material lider av detta problem. I enlighet med Smith et al. (2006) genomförde vi därför en post hoc-analys med *pooled* OLS med endast etnicitetsvariablerna inkluderade. Vårt syfte med detta var att mildra problematiken med låg individuell variation men bortse från datastrukturen.²¹ I detta test kunde vi fortfarande fastställa att etnisk mångfald i koncernledning var positivt signifikant medan etnisk mångfald i styrelse inte var signifikant. Vi vill därför mena att den låga individuella variationen i etnisk mångfald medför mindre precisa skattningar av koefficientvärden, det vill säga den faktiska effekten på rörelsemarginalen i procentenheter, men att riktningen på sambandet bör vara trovärdigt.

Viss kritik anser vi även ska framföras mot Stockholmsbörsens branschindelning. Som vi påpekade i diskussionsavsnittet om branschtillhörighet och företagsstorlek är det orimligt att H&M och KappAhl placeras i olika branscher. En bättre branschindelning hade därför önskats för att våra delprovsanalyser, i kombination med fler observationer, skulle bli mer trovärdiga och intressanta. Vi diskuterade att istället använda Standard för svensk näringslivsindelning,

²⁰ Med samma resultat syftar vi på att riktningen på sambanden var oförändrade och att inga variabler gick från insignifikanta till signifikanta eller vice versa.

²¹ Precis som vi nämnde i Modellval innebär *pooled* OLS att datamaterialet hanteras så som att varje enskild observation är oberoende av alla andra observationer. Detta är givetvis inte fallet för paneldata då ett och samma företags data för olika år rimligen har en viss grad av beroende över tid.

SNI, som är Statistiska Centralbyråns branschindelning. Detta bedömde vi dock som ett sämre alternativ i och med att majoriteten av företagens huvudbolag placerades under “Huvudkontor”, vilket hade blivit ännu mer missvisande.

Slutsats

Mångfald är ett ämne som diskuteras flitigt i dagens samhällsdebatt och allt fler börsnoterade företag är pressade att agera mer etiskt och legitimt (Karlsson, 2017). Vår studie har ämnat att redogöra för hur mångfald kan bidra till en ökad finansiell prestation. Vad gäller koncernledning har en ökad grad av mångfald visat sig leda till en förbättrad finansiell prestation, vilket bör uppmuntra framtida rekryteringar av kvinnor och personer av icke-europeisk härkomst in i ledningsgrupper. Andelen personer av icke-europeisk härkomst är fortfarande på en relativt låg nivå jämfört med den demografiska mångfalden i samhället och i de flesta företags kundbas. Detta är ett intressant fenomen för företagen att reflektera över, eftersom könsbaserad och etnisk mångfald enligt vår studie leder till förbättrad finansiell prestation.

Som tidigare nämnts har vår studie ämnat att avdramatisera diskussionen kring etnisk mångfald och trots komplexiteten i debatten finns det flera anledningar till att fortsätta prata om demografisk mångfald inom företag. Värt att poängtera är att endast ett fåtal företag på Stockholmsbörsen redovisar någon form av data gällande etnisk, kulturell eller nationell mångfald likt många företag i USA gör. Givet Sveriges ökade etniska mångfald, och vårt positiva samband mellan etnisk mångfald i koncernledningen och finansiell prestation, kan man tänka sig att ökad etnisk mångfald i arbetsstyrkan kan ha ett positivt samband med finansiell prestation. Därför kan det vara viktigt för svenska företag att börja jobba med etnisk mångfald och redovisa data kring detta, precis som man har gjort med könsbaserad mångfald.

På styrelsenivå kunde inget samband påvisas för varken könsbaserad eller etnisk mångfald. Vårt resultat betyder inte att styrelsens heterogenitet inte är relevant utan snarare uppmuntrar vi till fortsatt forskning kring mångfald i styrelser för att förstå vad som förändras vid ökad grad av heterogenitet. Det argument för vi i enlighet med Finkelstein och Hambricks (1996) resonemang om att styrelsen har en mer långsiktig påverkan på företaget. Skulle styrelsens grad av heterogenitet förändras ger det snarare utslag på längre sikt för mångfalden i företaget eller på vilka strategier som implementeras.

Däremot har vi sett en klar ökning vad gäller graden av könsbaserad mångfald på båda dessa nivåer. Även om graden av könsbaserad mångfald ökat är det fortfarande en bit kvar för att representationen av kvinnor och män ska vara 50/50, givet att det är detta som företagen önskar nå. För etnisk mångfald har det också skett en ökning, dock är det fortfarande på en låg grad inom båda företagsnivåerna. Rent procentuellt blir ökningen missvisande på grund av de låga nivåerna, dock kan den optimala graden av mångfald skilja sig åt beroende av vad företagen ämnar spegla. Därav rekommenderar vi ett fortsatt fokus för företagen att arbeta med inkludering för både kön och etnicitet.

Slutligen fann vi ett positivt samband mellan könsbaserad mångfald och finansiell prestation när vi studerade hela företagets arbetsstyrka. Sambandet kan därmed användas i samhällsdebatten för en mer jämställd rekrytering och således bidra till ett mer jämställt samhälle. Att rekrytera kvinnor i ett mansdominerat företag, och vice versa, är därmed en viktig punkt att lägga ökat fokus på och bör ge företagen ett incitament för denna rekrytering på grund av det funna positiva sambandet på finansiell prestation. Trots dessa resultat har vår studie kunnat konstatera att den könsbaserade mångfalden hållits relativt konstant på runt 38 procent kvinnor under de år som observerats. Efter genomförandet av vår studie anser vi därför att det genomsnittliga företaget bör öka andelen kvinnor för ökad finansiell prestation.

Avslutningsvis är vi tillfreds med våra funna samband och med den säkerhet vi kan säga att ökad grad av heterogenitet i koncernledning och hela företaget genererar en högre operativ finansiell prestation. Detta stärker tesen att demografisk heterogenitet i företag främjar den värdeskapande processen, vilket i sin tur ökar prestationen (Richard, 2000). Med dessa funna samband finns skäl för företagen att fortsätta arbeta för ökad könsbaserad och etnisk mångfald, något som kan driva framtida forskning på området för att ta fram vilka nyckelfaktorer som ligger bakom detta.

EFTERORD

Vi tackar vår handledare Niklas Lars Hallberg, docent och universitetslektor vid Företagsekonomiska institutionen vid Lunds universitet, samt Per-Erik Isberg, universitetsadjunkt vid Statistiska institutionen vid Lunds universitet.

REFERENSLISTA

Adams, R. B., & Ferreira, D. 2009. Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics*, 94 (2): 291 – 309.

Adler, R. D. 2001. Women in the executive suite correlate to high profits. *Harvard Business Review*, 79(3): 131 – 137.

Allbright. 2017. Vd-kvinnor väljer jämställdhet. Tillgänglig via: https://static1.squarespace.com/static/5501a836e4b0472e6124f984/t/5bc3b73853450a5777de5db6/1539553173668/AllBrightrapporten_2017.pdf [Hämtad: 29/3 2019]

Anthonsen, M., Lindvall, J., & Schmidt-Hansen, U. 2011. Social democrats, unions and corporatism: Denmark and Sweden compared. *Party Politics*, 17(1): 118 – 134.

Antonakis, J., Bendahan, S., Jacquart, P., & Lalive, R. 2010. On making causal claims: A review and recommendations. *The Leadership Quarterly*, 21(6): 1086 – 1120.

Barney, J. 1991. Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1): 99 – 120.

Bengtsson, E. 2013. Swedish trade unions and European Union migrant workers. *Journal of Industrial Relations*, 55(2): 174 – 189.

Betancourt, H., & López, S. R. 1993. The study of culture, ethnicity, and race in American psychology. *American Psychologist*, 48(6): 629 – 637.

Bhopal, R. 2004. Glossary of terms relating to ethnicity and race: For reflection and debate. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 58(6): 441 – 445.

Björklund, U., & Hannertz, U. 2019. *Nyckelbegrepp i socialantropologin* [e-bok]. Stockholm: Socialantropologiska institutionen, Stockholms universitet. Tillgänglig via: https://www.socant.su.se/polopoly_fs/1.420948.1547470913!/menu/standard/file/190114-Nyckelbegrepp%20i%20socialantropologin-2019.pdf [Hämtad 23/5 2019]

Blau, P. M. 1977. *Inequality and heterogeneity: A primitive theory of social structure*. New York: The Free Press.

Bleijenbergh, I., Peters, P., & Poutsma, E. 2010. Diversity management beyond the business case. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*, 29(5): 413 – 421.

Bolagsverket. 2012. Arbetstagarrepresentanter – aktiebolag. Tillgänglig via: <https://bolagsverket.se/ff/foretagsformer/aktiebolag/starta/styrelse/representanter-1.3171> [Hämtad: 27/3 2019]

Brammer, S., Millington, A., & Pavelin, S. 2007. Gender and ethnic diversity among UK corporate boards. *Corporate Governance: An International Review*, 15(2): 393 – 403.

Bryman, A., & Bell, E. 2017. *Företagsekonomiska forskningsmetoder* (3:e upplagan). Översatt av Nilsson, B. Stockholm: Liber.

Cameron, A. C., & Trivedi, P.K. 2005. *Microeconometrics: Methods and applications*. New York, NY: Cambridge University Press.

Campbell, K., & Minguez-Vera, A. 2008. Gender diversity in the boardroom and firm financial performance. *Journal of Business Ethics*, 83(3): 435 – 451.

Carpenter, M. A., & Sanders, W. G. 2002. Top management team compensation: The missing link between CEO pay and firm performance? *Strategic Management Journal*, 23(4): 367 – 375.

Carter, D. A., D'Souza, F., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. 2010. The gender and ethnic diversity of US boards and board committees and firm financial performance. *Corporate Governance: An International Review*, 18(5): 396 – 414.

Carter, D. A., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. 2003. Corporate governance, board diversity, and firm value. *Financial review*, 38(1): 33 – 53.

Chadwick, C., & Dabu, A. 2009. Human resources, human resource management, and the competitive advantage of firms: Toward a more comprehensive model of causal linkages. *Organization Science*, 20(1): 253 – 272.

Chakravarthy, B. S. 1986. Measuring strategic performance. *Strategic Management Journal*, 7(5): 437 – 458.

Chapple, L., & Humphrey, J. E. 2014. Does board gender diversity have a financial impact? Evidence using stock portfolio performance. *Journal of Business Ethics*, 122(4): 709 – 723.

Cochran, P. L., & Wood, R. A. 1984. Corporate social responsibility and financial performance. *Academy of Management Journal*, 27(1): 42 – 56.

Cox, T. H., & Blake, S. 1991. Managing cultural diversity: Implications for organizational competitiveness. *Academy of Management Executive*, 5(3): 45 – 56.

Cox, T. H., Lobel, S. A., & McLeod, P. L. 1991. Effects of ethnic group cultural differences on cooperative and competitive behavior on a group task. *Academy of Management Journal*, 34(4): 827 – 847.

Crossland, C., & Hambrick, D. C. 2007. How national systems differ in their constraints on corporate executives: A study of CEO effects in three countries. *Strategic Management Journal*, 28(8): 767 – 789.

Delphy, C. 1993. Översatt av: Leonard, D. Rethinking sex and gender. *Women's Studies International Forum*, 16(1): 1 – 9.

Dezső, C. L., & Ross, D. G. 2012. Does female representation in top management improve firm performance? A panel data investigation. *Strategic Management Journal*, 33(9): 1072 – 1089.

Dunford, B. B., Snell, S. A., & Wright, P. M. 2001. *Human resources and the resource based view of the firm*. Arbetspapper, Center for Advanced Human Resources Studies, Cornell University.

Early, P. C., & Mosakowski, E. 2000. Creating hybrid team cultures: An empirical test of transnational team functioning. *The Academy of Management Journal*, 43(1): 26 – 49.

Eisenhardt, K. M. 1989. Agency theory: An assessment and review. *Academy of Management Review*, 14(1): 57 – 74.

Erhardt, N. L., Werbel, J. D., & Shrader, C. B. 2003. Board of director diversity and firm financial performance. *Corporate Governance: An International Review*, 11(2): 102 – 111.

Farrell, K. A., & Hersch, P. L. 2005. Additions to corporate boards: The effect of gender. *Journal of Corporate Finance*, 11(1): 85 – 106.

Finkelstein, S., & Hambrick, D. C. 1996. *Strategic leadership: Top executives and their effects on organizations*. Minneapolis: West Pub. Co.

FTSE Russel. Utan år. Industry classification benchmark (ICB). Tillgänglig via: <https://www.ftserussell.com/financial-data/industry-classification-benchmark-icb> [Hämtad 27/3 2019]

Gul, F. A., Srinidhi, B., & Ng, A. C. 2011. Does board gender diversity improve the informativeness of stock prices? *Journal of Accounting and Economics*, 51(3): 314 – 338.

Gurin, P., Nagda, B. A., & Lopez, G. E. 2004. The benefits of diversity in education for democratic citizenship. *Journal of Social Issues*, 60(1): 17 – 34.

Hambrick, D. C. 2007. Upper echelons theory: An update. *Academy of Management Review*, 32(2): 334 – 343.

Hambrick, D. C., & Mason, P. A. 1984. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review*, 9(2): 193 – 206.

Hancké, B. 1993. Trade union membership in Europe, 1960–1990: Rediscovering local unions. *British Journal of Industrial Relations*, 31(4): 593 – 613.

Harrison, D. A., Price, K. H., & Bell, M. P. 1998. Beyond relational demography: Time and the effects of surface- and deep-level diversity on work group cohesion. *The Academy of Management Journal*, 41(1): 96 – 107.

Hausman, J. A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6) 1251 – 1271.

Herring, C. 2009. Does diversity pay?: Race, gender, and the business case for diversity. *American Sociological Review*, 74(2): 208 – 224.

Hunt, V., Layton, D., & Prince, S. 2015. *Diversity matters* [pdf]. McKinsey & Company.

Tillgänglig via:

<https://assets.mckinsey.com/~/media/857F440109AA4D13A54D9C496D86ED58.ashx>

[Hämtad 26/3 2019]

Hunt, V., Prince, S., Dixon-Fyle, S., & Yee, L. 2018. *Delivering through diversity* [pdf].

McKinsey & Company. Tillgänglig via:

https://www.mckinsey.com/~/media/mckinsey/business%20functions/organization/our%20insights/delivering%20through%20diversity/delivering-through-diversity_full-report.ashx

[Hämtad 26/3 2019]

Isajiw, W. W. 1993. Definition and dimensions of ethnicity: A theoretical framework. Publicerad i *Challenges of Measuring an Ethnic World: Science, Politics and Reality: Proceedings of the Joint Canada-United States Conference on the Measurement of Ethnicity*, 1992. Washington, DC: US Government Printing Office.

Jehn, K. A., Northcraft, G. B., & Neale, M. A. 1999. Why differences make a difference: A field study of diversity, conflict and performance in workgroups. *Administrative Science Quarterly*, 44(4): 741 – 763.

Karlsson, S. 2017. The CSR Spotlight report – how companies can respond to a rapidly changing world. *Comprend*. Tillgänglig via: <https://www.comprend.com/blog/2017/the-2017-csr-spotlight-report-webranking-by-comprend-identifies-how-companies-can-respond-to-a-rapidly-changing-world/> [Hämtad: 23/5 2019]

Karlsson, S., & Löthgren, M. 2000. On the power and interpretation of panel unit root tests. *Economics Letter*, 66(3): 249 – 255.

Kline, R. B. 2011. *Principles and practice of structural equation modeling* (3:e upplagan). New York: Guildford Press.

Kochan, T., Bezrukova, K., Ely, R., Jackson, S., Joshi, A., Jehn, K., Leonard, J., Levine, D., & Thomas, D. 2003. The effects of diversity on business performance: Report of the diversity research network. *Human Resource Management*, 42(1): 3 – 21.

Konjunkturinstitutet. Utan år. Konjunkturterminologi. Tillgänglig via: <https://www.konj.se/var-verksamhet/sa-gor-vi-prognoser/konjunkturterminologi.html> [Hämtad: 28/3 2019]

Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., & Neter, J. 2004. *Applied linear regression models* (4:e upplagan). Boston: McGraw-Hill.

Körner, S., & Wahlgren, L. 2012. *Praktisk statistik* (4:e upplagan). Lund: Studentlitteratur.

Levin, A., Lin, C-F., & James Chu, C-S. 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1): 1 – 24.

Lyngsie, J., & Foss, N. J. 2017. The more, the merrier? Women in top-management teams and entrepreneurship in established firms. *Strategic Management Journal*, 38(3): 487 – 505.

McLeod, P. L., & Lobel, S. A. 1992. The effects of ethnic diversity on idea generation in small groups. *Academy of Management Best Papers Proceedings*, 227 – 231.

McLeod, P. L., Lobel, S. A., & Cox, T. H. 1996. Ethnic diversity and creativity in small groups. *Small Group Research*, 27(2): 248 – 264.

Meyer, J. W., & Rowan, B. 1977. Institutionalized organizations: Formal structure as myth and ceremony. *American Journal of Sociology*, 83(2): 340 – 363.

Miller, T., & del Carmen Triana, M. 2009. Demographic diversity in the boardroom: Mediators of the board diversity–firm performance relationship. *Journal of Management Studies*, 46(5): 755 – 786.

Milliken, F. J., & Martins, L. L. 1996. Searching for common threads: Understanding the multiple effects of diversity in organizational groups. *The Academy of Management Review*, 21(2): 402 – 433.

Morrison, A. M. 1992. *The new leaders: Guidelines on leadership diversity in America*. San Francisco: Jossey-Bass.

Nasdaq Nordic. Utan år. Industries, segment and indexes. Tillgänglig via: <https://business.nasdaq.com/list/listing-options/European-Markets/nordic-main-market/industries-segment-indexes/index.html> [Hämtad 27/3 2019]

Noland, M., Moran, T., & Kotschwar, B. 2016. *Is gender diversity profitable? Evidence from a global survey*. Arbetspapper, Peterson Institute for International Economics, Washington DC.

O'Brien, R. M. 2007. A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. *Quality & Quantity*, 41(5): 673 – 690.

Pelled, L. H., Eisenhardt, K. M., & Xin, K. R. 1999. Exploring the black box: An analysis of work group diversity, conflict and performance. *Administrative Science Quarterly*, 44(1): 1 – 28.

Pesaran, M. H. 2004. *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Arbetspapper, CESifo, University of Cambridge.

Randøy, T., Thomsen, S., & Oxelheim, L. 2006. *A Nordic perspective on corporate board diversity*. Arbetspapper, Nordic Innovation Centre, Oslo.

Richard, O. C. 2000. Racial diversity, business strategy, and firm performance: A resource-based view. *The Academy of Management Journal*, 43(2): 164 – 177.

Ruf, B. M., Muralidhar, K., Brown, R. M., Janney, J. J., & Paul, K. 2001. An empirical investigation of the relationship between change in corporate social performance and financial performance: A stakeholder theory perspective. *Journal of Business Ethics*, 32(2): 143 – 156.

SFS 2017:1128. *Diskrimineringslagen*. Stockholm: Kulturdepartementet.

Shannon, C. E. 1948. A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, 27: 379 – 423, 623 – 656.

Shrader, C. B., Blackburn, V. B., & Iles, P. 1997. Women in management and firm financial performance: An exploratory study. *Journal of Managerial Issues*, 9(3): 355 – 372.

Singh, V. 2007. Ethnic diversity on top corporate boards: A resource dependency perspective. *International Journal of Human Resource Management*, 18(12): 2128 – 2146.

Smith, N., Smith, V., & Verner, M. 2006. Do women in top management affect firm performance? A panel study of 2,500 Danish firms. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 55(7): 569 – 593.

Tobin, J., & Brainard, W. C. 1977. Asset markets and the cost of capital. Publicerad i Belassa, B., & Nelson, R (eds.). *Economic Progress, Private Values and Public Policies: Essays in Honor of William Fellner*. Amsterdam: Nederländerna.

Tsoutsoura, M. 2004. *Corporate social responsibility and financial performance*. Arbetspapper, Haas School of Business, University of California, Berkley.

Tsui, A. S., Egan, T. D., & O'Reilly, C. A. 1992. Being different: Relational demography and organizational attachment. *Administrative Science Quarterly*, 37(4): 549 – 579.

Umans, T. 2013. Top management team's cultural diversity and firm performance: The mediating role of ambidextrous orientation. *Corporate Ownership & Control*, 11(1): 882 – 891.

Upadhyay, A., & Zeng, H. 2014. Gender and ethnic diversity on boards and corporate information environment. *Journal of Business Research*, 67(11): 2456 – 2463.

van der Walt, N., & Ingley, C. 2003. Board dynamics and the influence of professional background, gender and ethnic diversity of directors. *Corporate Governance: An International Review*, 11(3): 218 – 234.

Vårdguiden. 2016. Könsidentitet och könsuttryck. Tillgänglig via: <https://www.1177.se/liv--halsa/konsidentitet-och-sexuell-laggning/konsidentitet-och-konsuttryck/> [Hämtad: 10/4 2019]

Wansbeek, T., & Kapteyn, A. 1989. Estimation of the error-components model with incomplete panels. *Journal of Econometrics*, 89(41): 341 – 361.

Watson, W. E., Kumar, K., & Michaelsen, L.K. 1993. Cultural diversity's impact on interaction process and performance: Comparing homogeneous and diverse task groups. *The Academy of Management Journal*, 36(3): 590 – 602.

West, C., & Zimmerman, D. H. 1987. Doing gender. *Gender and Society*, 1(2): 125 – 151.

Wooldridge, J. M. 2016. *Introductory econometrics: A modern approach* (6:e upplagan). Boston: Cengage Learning.

Zahra, S. A., & Pearce II, J. A. 1989. Boards of directors and corporate financial performance: A review and integrative model. *Journal of Management*, 15(2): 291 – 334.

APPENDIX

Bilaga A: Urvalets företag

TABELL A1

Urval

| Företag | Bransch | Storlek | Företag | Bransch | Storlek |
|------------------------|-------------------|---------|-------------------------------|-------------------|---------|
| ABB Ltd | Industrials | Large | Kinnevik AB | Financials | Large |
| Addtech AB | Industrials | Large | Klövern AB | Financials | Large |
| Alfa Laval AB | Industrials | Large | Kungsleden AB | Financials | Large |
| ASSA ABLOY AB | Industrials | Large | Lammhults Design Group AB | Consumer Goods | Small |
| AstraZeneca PLC | Health Care | Large | Lindab International AB | Industrials | Medium |
| Atlas Copco AB | Industrials | Large | Mekonomen AB | Consumer Services | Medium |
| Atrium Ljungberg AB | Financials | Large | MTG AB | Consumer Services | Large |
| Autoliv AB | Consumer Goods | Large | New Wave Group AB | Consumer Goods | Small |
| Avanza Bank Holding AB | Financials | Large | NIBE Industrier AB | Industrials | Large |
| Beijer Ref AB | Industrials | Large | Nobia AB | Consumer Goods | Large |
| Bejer Alma AB | Industrials | Medium | Nordea Bank Abp | Financials | Large |
| Bergman & Beving AB | Industrials | Medium | NOTE AB | Industrials | Small |
| Bilia AB | Consumer Services | Medium | OEM International AB | Industrials | Medium |
| BioGaia AB | Health Care | Medium | Ortivus AB | Health Care | Small |
| Bure Equity AB | Financials | Medium | Peab AB | Industrials | Large |
| Catella AB | Financials | Medium | Poolia AB | Industrials | Small |
| Catena AB | Financials | Medium | Probi AB | Health Care | Medium |
| Clas Ohlson AB | Consumer Services | Medium | RNB RETAIL AND BRANDS AB | Consumer Services | Small |
| Cloetta AB | Consumer Goods | Medium | Sandvik AB | Industrials | Large |
| Dedicare AB | Health Care | Small | SAS AB | Consumer Services | Medium |
| Duni AB | Consumer Goods | Medium | Svenska Cellulosa AB | Consumer Goods | Large |
| Elanders AB | Industrials | Medium | Scandic Hotels Group AB | Consumer Services | Medium |
| Electrolux AB | Consumer Goods | Large | Skandinaviska Enskilda Banken | Financials | Large |
| Elektta AB | Health Care | Large | SECTRA AB | Health Care | Medium |
| Elos Medtech AB | Health Care | Small | SkiStar AB | Consumer Services | Medium |
| Eniro AB | Consumer Services | Small | Studsvik AB | Industrials | Small |
| Fast Partner AB | Financials | Medium | Svenska Handelsbanken | Financials | Large |
| Feelgood Svenska AB | Health Care | Small | Swedish Match AB | Consumer Goods | Large |
| Gefinge AB | Health Care | Large | Traction AB | Financials | Medium |
| Gränges AB | Consumer Goods | Medium | Trelleborg AB | Industrials | Large |
| Havsfrun Investment AB | Financials | Small | VBG GROUP AB | Consumer Goods | Small |
| Hennes & Mauritz AB | Consumer Services | Large | Venue Retail Group AB | Consumer Services | Small |
| ICA Gruppen AB | Consumer Services | Large | Vitrolife AB | Health Care | Large |
| ICTA AB | Industrials | Small | Volvo AB | Industrials | Large |
| JM AB | Consumer Services | Large | Wallenstam AB | Financials | Large |
| KappAhl AB | Consumer Goods | Medium | ÅF AB | Industrials | Large |

Indelningsplan

Som vi har förklarat i studien används utseende och namn som observerbara faktorer för att definiera etnisk mångfald. Dessa faktorer har sedan rangordnats där utseende väger tyngst i beslutsunderlaget, vilket mynnar ut i en holistisk bedömning. Med “majoritetsperson” avses

huvuddelen av befolkningens härkomst inom ett geografiskt område med avseende på utseende och namn. Exempelvis klassas en vit individ från USA som av europeisk härkomst medan en icke-vit från samma land klassas som av icke-europeisk härkomst. Av europeisk härkomst räknas majoritetspersoner från Europa, Nordamerika, Australien och Nya Zeeland. Av icke-europeisk härkomst räknas majoritetspersoner från Sydamerika, Nordafrika och Mellanöstern, Afrika söder om Sahara, Östasien, Syd- och Sydostasien.

Chow-test

Följande del redovisar uträkningarna för Chow-tester som vi genomförde både med avseende på branschtillhörighet och företagsstorlek, baserat på Stockholmsbörsens uppgifter den 29 december 2017. Följande formel används för att beräkna F-statistikvärdet (Wooldridge, 2016):

$$F = \frac{(RSS_S - RSS_U)/k}{RSS_U/(n - 2 * k)}$$

RSS_S = residualkvadratsumman för **S**ammanslaget urval

RSS_U = residualkvadratsumman för **U**ppdelat urval

k = antal parametrar i sammanslaget urval

n = antal tvärsektionella enheter i sammanslaget urval

I vår studies fall har vi sex parametrar ($k = 6$) i huvudmodellen, det vill säga det sammanslagna urvalet, och antalet observationer i huvudmodellen är 72 ($n = 72$). Under nollhypotesen, som innebär att ingen signifikant förbättring i anpassning finns av att köra uppdelat urval, kommer F-statistikvärdet att följa en F-fördelning med sex ($k = 6$) och 60 ($72 - 2 * 6$) frihetsgrader. Detta motsvarar ett kritiskt värde på 2,2541 ($F_{kritisk\ värde} = 2,2541$) och om F-statistikvärdet är större än 2,2541 förkastar vi nollhypotesen, vilket indikerar att uppdelat urval bidrar med signifikant bättre anpassning. Residualkvadratsumman för huvudmodellen är 4,9554 ($RSS_S = 4,9554$) och denna är givetvis densamma oavsett hur vi väljer att dela upp vårt urval. Alla siffror som redovisas här är avrundade till fyra decimaler och därför kan avrundningsfel förekomma. När vi genomförde dessa beräkningar för studien gjorde

vi det manuellt i Eviews, detta garanterar därför att beräkningarna är gjorda med de exakta siffrorna.

Chow-test för branschtillhörighet. Residualkvadratsumman för uppdelat urval (RSS_U) är summan av residualkvadratsumman för regressionen när den körs separat för Consumer Goods, Consumer Services, Financials, Health Care och Industrials ($RSS_U = RSS_{CG} + RSS_{CS} + RSS_F + RSS_{HC} + RSS_I$). När vi gjorde detta blev residualkvadratsumman 2,6560 och F-statistikvärdet blir därför som följer:

$$F_{bransch} = \frac{(4,9554 - 2,6560)/6}{2,6560/(72 - 2 * 6)} = 8,6576$$

Eftersom F-statistikvärdet för företagsstorlek ($F_{bransch}$) är större än det kritiska värdet ($6,6578 > 2,2541$) förkastar vi nollhypotesen och branschtillhörighet bidrar med bättre anpassning. Motsvarande p-värde för detta är 0,0000.

Chow-test för företagsstorlek. Residualkvadratsumman för uppdelat urval (RSS_U) är summan av residualkvadratsumman för regressionen när den körs separat för Small, Medium och Large företag ($RSS_U = RSS_S + RSS_M + RSS_L$). När vi gjorde detta blev residualkvadratsumman 4,1717 ($RSS_U = 4,1717$) och F-statistikvärdet blir därför som följer:

$$F_{storlek} = \frac{(4,9554 - 4,1717)/6}{4,1717/(72 - 2 * 6)} = 1,9038$$

Eftersom F-statistikvärdet för företagsstorlek ($F_{storlek}$) är mindre än det kritiska värdet ($1,9038 < 2,2541$) förkastar vi inte nollhypotesen och storlek tycks inte bidra med bättre anpassning. Motsvarande p-värde för detta är 0,0949.

Bilaga B: Genomsnitt av studiens variabler och andelar uppdelat på år

TABELL B1
Genomsnitt av variabler och andelar per år

| Variabler | (2000) | 2001 | (2008) | 2009 | (2016) | 2017 |
|--|---------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|
| Könsbaserad mångfald i styrelse (Blau) | | 0,14 | | 0,31 | | 0,42 |
| Könsbaserad mångfald i koncernledning (Blau) | | 0,14 | | 0,20 | | 0,26 |
| Könsbaserad mångfald i hela företaget (Blau) | | 0,38 | | 0,40 | | 0,39 |
| Etnisk mångfald i styrelse (Blau) | | 0,02 | | 0,03 | | 0,06 |
| Etnisk mångfald i koncernledning (Blau) | | 0,04 | | 0,04 | | 0,07 |
| Rörelsemarginal | (11,32%) | 4,01% | (12,04%) | 14,85% | (16,46%) | 17,55% |

| Andelar | 2001 | 2009 | 2017 |
|--|-------------|-------------|-------------|
| Kvinnor i styrelse | 9,43% | 22,45% | 34,58% |
| Kvinnor i koncernledning | 9,48% | 15,47% | 21,20% |
| Kvinnor i hela företaget | 37,85% | 39,21% | 38,18% |
| Icke-europeisk härkomst i styrelse | 1,09% | 1,90% | 3,93% |
| Icke-europeisk härkomst i koncernledning | 2,53% | 2,22% | 4,29% |

Bilaga C: Fördelning av studiens företag per bransch och storlek

TABELL C1
Fördelning per bransch och storlek

| Antal företag per bransch | Antal | Andel |
|----------------------------------|--------------|--------------|
| Industrials | 21 | 29% |
| Health Care | 11 | 15% |
| Consumer Goods | 12 | 17% |
| Consumer Services | 13 | 18% |
| Financials | 15 | 21% |
| TOTALT | 72 | 100% |

| Antal företag per storlek | Antal | Andel |
|----------------------------------|--------------|--------------|
| Large | 34 | 47% |
| Medium | 23 | 32% |
| Small | 15 | 21% |
| TOTALT | 72 | 100% |

Bilaga D: Genomsnitt av olika andelar per bransch

TABELL D1

Genomsnitt av andelar per bransch

| Andel | Hela urvalet | Consumer Goods | Consumer Services | Financials | Health Care | Industrials |
|--|--------------|----------------|-------------------|------------|-------------|-------------|
| Kvinnor i styrelse | 22,15% | 25,36% | 25,88% | 20,83% | 24,54% | 17,71% |
| Kvinnor i koncernledning | 15,38% | 13,01% | 23,30% | 16,02% | 20,91% | 8,49% |
| Kvinnor i hela företaget | 38,42% | 40,26% | 49,49% | 36,96% | 48,67% | 26,18% |
| Icke-europeisk härkomst i styrelse | 2,31% | 3,43% | 1,75% | 2,07% | 4,00% | 1,29% |
| Icke-europeisk härkomst i koncernledning | 3,01% | 3,42% | 1,84% | 1,89% | 5,72% | 2,89% |
| Rörelsemarginal | 12,25% | 6,34% | 6,02% | 37,42% | 3,96% | 5,85% |

Andel som haft minst en ...

| | | | | | | |
|--|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Kvinna i styrelse | 80,09% | 80,56% | 87,18% | 75,56% | 87,88% | 74,60% |
| Kvinna i koncernledning | 60,65% | 58,33% | 84,62% | 57,78% | 69,70% | 44,44% |
| Icke-europeisk härkomst i styrelse | 17,13% | 30,56% | 10,26% | 15,56% | 27,27% | 9,52% |
| Icke-europeisk härkomst i koncernledning | 23,15% | 33,33% | 17,95% | 11,11% | 36,36% | 22,22% |