JMG – INSTITUTIONEN FÖR JOURNALISTIK, MEDIER OCH KOMMUNIKATION

FOLKETS NYA INFORMATIONSKÄLLA OCH MEDIERNAS FÖRTROENDEDILEMMA

En studie om nyheter i sociala medier

Niklas Adamsson

Uppsats/Examensarbete:	15 hp
Program och/eller kurs:	Examensarbete (Magister) i Medie- och kommunikationsvetenskap
Nivå:	Avancerad nivå
Termin/år:	Vt//2017
Handledare:	Nicklas Håkansson
Kursansvarig:	Malin Sveningsson

Abstract

This study seeks to gain understanding of social media as a news medium. Partly as providing exposure to news for people that avoid it as well as those who seek it out, thus possibly preventing troublesome knowledge gaps. But also, as a possible facilitator for decreasing the general trust in the media. Theoretically the study depart from uses and gratifications theory and the distinction between instrumental and ritualized use, along with the concept of media habits to predict user behavior. This is followed by an analysis of decreasing media trust as an outcome of social media news usage, drawing on previous research insight on trust in the media. The material consists of cross-sectional data of the 2015 Swedish national survey carried out by the SOM-Institute. Statistical analysis techniques including OLS-regression, correlation analysis and dimensionality analysis (PCA) are adopted during the process. The study concludes that the habit of consuming entertainment on the Internet have a positive effect on the consumption of news on social media. Media trust is measured through two dimensions: 1) trust in news reporters and 2) trust in the editorial process. The consumption of news on social media have a significant negative relationship with editorial trust and a negative non-significant relationship with trust in news reporters. Interest in news and interest in politics acts as moderators, increasing the negative relationships. The interaction effect between social media news and interest in news results in a significant negative relationship with trust in news reporters.

Key words: Social media news, Media habits, Uses and gratifications, Media trust, Accidental exposure

Sammanfattning

Sidantal: 60
Antal ord: 16 368 (exklusive innehållsförteckning, referenser, abstract, bilagor)
Nyckelord: Nyheter i sociala medier, Medievanor, Användningsteorin, Medieförtroende, Slumpmässig exponering

---

Syfte: Studien syftar att bidra till ökad förståelse för sociala medier som nyhetsmedium från två perspektiv. Dels som en plats för nyhetsexponering, både för de användare som tenderar att undvika nyheter till förmån för underhållning, såväl som de som aktivt söker detsamma. Detta har betydelse då det skulle kunna motverka att ett växande kunskapsgap mellan nyhetsundvikare och nyhetssökare får negativa konsekvenser för demokratin. Samtidigt undersöks huruvida en effekt av sociala medier som nyhetsmedium kan vara ökad misstro gentemot etablerade medier, och konsekvenserna av detta diskuteras.

Teori: Användningsteorin (Uses and gratifications) och teori om medievanor används som utgångspunkt för att förstå människors medieanvändning. Teorier om vad som påverkar förtroendet för medier samt vad som skiljer sociala medier från traditionella nyhetsmedier tillämpas också.

Metod: Studien använder sig av statistisk analys av enkätdata för att studera de föreslagna sambanden. Detta inkluderar linjär regressionsanalys, korrelationsanalys samt dimensionsanalys (PCA).

Material: Den enkätdata som analyseras kommer från den svenska riksomfattande SOM-undersökningen 2015 som utförs av SOM-institutet, vilket står för Samhälle, Opinion och Medier.

Resultat: Resultaten finner stöd för att det finns en positiv, signifikant effekt mellan vana att konsumera underhållning på internet och att ta del av nyheter på sociala medier. Det finns också stöd för att nyheter i sociala medier har en negativ, signifikant effekt på förtroende för redaktioners oberoende nyhetsvärdering. Det finns också en negativ, icke-signifikant effekt gentemot förtroende för journalisters trovärdighet. Denna effekt blir dock också signifikant när interaktionstermer för intresse för nyheter och politik inkluderas i modellen, då dessa modererar sambandet.

Innehållsförteckning

Inledning ... 1
Nyheter på sociala medier ... 1
Syfte ... 2
Teori & tidigare forskning ... 3
Förutsättningar för nyhetskonsumtion i Sverige ... 3
Användningsteorin ... 3
Medievanor ... 4
Sociala medier och slumpmässig nyhetsexponering ... 6
Nyheter och politiskt förtroende ... 8
Nyheter i sociala medier och förtroende för medier ... 9
Hypotes & modell ... 13
Intern validitet – exkluderande strategi ... 15
Intressevariabler ... 15
Demografiska variabler ... 16
Internetanvändning ... 16
Modell ... 17
Metod & material ... 18
Material ... 18
Validitet ... 19
Regressionsanalys ... 20
Principalkomponentsanalys (PCA) ... 21
Korrelationsanalys ... 21
Operationalisering ... 22
Medievanor ... 22
Oberoende variabel (H1): Vana att konsumera underhållning på Internet ... 24
Nyhetsmedier ... 25
Beroende variabel (H1) / Oberoende variabel (H2): Nyheter på sociala medier ... 26
Medieförtroende ... 26
Beroende variabel (H2) Medieförtroende: ... 28
Reliabilitet – summerade skalor ... 28
Kontrollvariabler ... 29
Intresse för nyheter ... 29
Intresse för politik ... 29
Internetanvändning ... 29
Ålder ... 29

Utbildning ... 29
Kön ... 30
Regressionsdiagnostik ... 30
Resultat ... 31
Del 1. Medievanor och nyhetsanvändning ... 31
Korrelationsanalys ... 31
Regressionsanalys (Hypotes 1) ... 34
Del 2. Medieförtroende ... 37
Korrelationsanalys ... 37
Regressionsanalys (Hypotes 2) ... 39
Diskussion ... 45
Nyheter på sociala medier som motkraft till kunskapsgap ... 45
Misstro mot medier – positivt eller negativt för demokratin? ... 46
Studiens begränsningar ... 48
Framtida forskning ... 48
Referenser ... 50
Bilagor ... 53

Inledning

Ur ett demokratiskt perspektiv är det viktigt att klyftorna i politisk kunskap och politiskt deltagande mellan olika grupper i samhället inte är för stora (Strömbäck, 2015). Nyhetsmedier förmedlar politisk information som bistår med sådan kunskap, som ger medborgarna underlag för att kunna ta informerade beslut på valdagen. Men med den uppsjö av valmöjligheter i dagens medielandskap har det blivit enkelt för de som inte är intresserade av nyheter att helt enkelt undvika sådant till förmån för annan mediekonsumtion. Trots att tillgången till information är större än någonsin tidigare riskerar alltså klyftan i nyhetsexponering, och därmed politisk kunskap att öka (ibid).

Nyheter på sociala medier

Utöver ökad fragmentering av mediekonsumtion mellan olika grupper har också plattformarna dit människor vänder sig för nyheter skiftat. Med tillväxten av webb 2.0 det senaste decenniet spenderar allt fler tid på sociala medier via internet. Genom sociala medier finns också möjligheten att ta del av nyheter. En majoritet av internetanvändare världen över har sociala medier som en huvudsaklig nyhetskälla, framför allt bland yngre målgrupper (Dagens Nyheter, 2016, 14 juni). Denna studie intresserar sig för just sociala medier som plattform för nyheter. Dels genom att undersöka huruvida detta är en nyhetskälla som kan verka som motkraft till ett växande gap mellan vilka som tar del av nyheter och vilka som inte gör det, genom att exponera även personer som mestadels konsumerar underhållning, för nyheter och politisk information.

Samtidigt är det inte helt självklart hur sociala medier ska förstås jämfört med andra nyhetsmedier. Sociala medier innefattar såväl sociala nätverk som Facebook, bloggar, mikrobloggar eller foto- och videodelningsnätverk. Nyhetsinnehållet kommer från såväl etablerade källor, professionella journalister som från vänner och bekanta. Huvudskillnaden gentemot traditionella nyhetsmedier är hur informationen sprids med en botten-upp-dynamik (Ceron, 2015), och genom socialt engagemang och delningar. Detta kan i sin tur innebära att det är framför allt så kallade mjuka nyheter som dyker upp i sociala medier-flödena. Alltså mer banala nyheter och inte lika viktiga ur ett demokratiskt perspektiv. Mjuka nyheter (*soft news)* kan beskrivas som nyheter om kändisar, underhållning eller tabloidvänliga kriminalfall. Motsatsen är hårda nyheter (*hard news),* och kan vara nyheter om regeringen eller andra offentliga angelägenheter såväl som utrikesnyheter (Ladd, 2012).

Genom denna unika dynamik på sociala medier och mixen av innehåll från olika avsändare blir det svårt att generalisera över kvaliteten på det nyhetsinnehåll som konsumeras. Vad som däremot är möjligt är att undersöka attitydförändringar hos publiken. Denna uppsats undersöker därför inte det specifika innehållet i nyheterna på sociala medier, men i stället människors attityd som en potentiell effekt av att konsumera nyheter på detta sätt.

Detta görs genom att undersöka sambandet mellan att ta del av sociala medier för nyheter och det generella förtroendet för svenska medier. Förtroendet för medier är betydelsefullt på flera sätt. Det inverkar på huruvida publiken är uppmärksam och tar del av den information som förmedlas. Lågt förtroende gör också att användare söker alternativa, och eventuellt mer partipolitiska, polariserande informationskällor. Medieförtroende kan i sin tur påverka förtroendet för politiska institutioner, där misstro i förlängningen kan utmynna i apati och ovilja att engagera sig eller delta i den demokratiska processen.

Syfte

Syftet är att bidra till förståelsen för sociala medier som nyhetsmedium, i en svensk kontext, från två perspektiv. Dels utifrån dess potential att exponera såväl ”nyhetssökare” som ”nyhetsundvikare” för nyheter (Strömbäck, Djerf-Pierre & Shehata, 2013). Dels utifrån hur nyhetskonsumtion på sociala medier kan påverka människors förtroende för medier. Detta görs genom att utforma en modell som undersöker denna variabel i två olika steg: 1) genom att analysera ett hypotiserat samband mellan underhållningsvanor på internet och nyhetskonsumtion i sociala medier och 2) genom att analysera ett hypotiserat samband mellan nyhetskonsumtion i sociala medier och sänkt förtroende för svenska medier. För att nå en djupare förståelse och kunna diskutera resultaten med ett bredare perspektiv kompletteras det hela med att undersöka och jämföra samvariation mellan olika dimensioner av medievanor och nyhetsmedier, samt mellan nyhetsmedier och medieförtroende.

Teori & tidigare forskning

Detta kapitel inleds med en kort presentation av förutsättningarna för nyhetskonsumtion i Sverige i dag. Det följs av en teoretisk genomgång av användningsteorin (*Uses and gratifications*) och *medievanor* som förklaringsmodeller för människors medieanvändning. Detta övergår i hur användning av sociala medier och *slumpmässig exponering* kan bidra till nyhetskonsumtion. Till sist beskrivs nyhetskonsumtiones relevans för politiskt förtroende och hur detta i sin tur samspelar med *förtroende för nyhetsmedier*. Avslutningsvis beskrivs hur sociala medier som nyhetsmedium kan påverka förtroendet för medier annorlunda jämfört med traditionella nyhetsmedier.

Förutsättningar för nyhetskonsumtion i Sverige

TV- och radiolandskapet började att kraftigt förändras i slutet av 1980-talet. Sverige gick från ett public service-monopol till som i dag då 57 tv-kanaler sänder via det svenska marknätet, dygnet runt. Från att svenskarnas mediekonsumtion bestod i dagstidningsläsning och Sveriges Television, via avreglering, digitalisering och till slut internets framfart. Idag har nästan samtliga svenskar tillgång till mobiltelefon, dator och internet. En majoritet har bredband i hemmet och äger en smartphone (Strömbäck, 2015). Tillgången är närmast obegränsat och dagens medieutbud leder till enorma valmöjligheter för användarna. De som intresserar sig för nyheter och politisk information får ett stort utbud för att tillfredsställa sina intressen, medan de som inte är intresserade har alla möjligheter att helt enkelt undvika detsamma (Strömbäck et al. 2013). Med större utbud och tillgång blir därför personliga preferenser mer avgörande än tidigare för vad människor tar del av. Detta innebär exempelvis att de som föredrar underhållningsmedier kan välja att uteslutande konsumera dessa framför att ta del av nyheter (Prior, 2005). Detta kan leda till stora skillnader i nyhetskonsumtion mellan så kallade ”nyhetssökare” och ”nyhetsundvikare”. När preferenser för olika medieinnehåll blir en avgörande faktor för om man tar del av nyheter och politisk information eller ej, så kan det också leda till växande kunskapsgap mellan dessa grupper. I förlängningen kan det påverka demokratin och det politiska deltagandet (Strömbäck et al., 2013, Prior, 2005).

Användningsteorin

I studier som försöker förstå människors preferenser och användningsmönster för olika typer av medier (t.ex. Internet eller TV) eller innehåll, så som nyheter eller underhållning är det vanligt att använda sig av *Uses and gratifications*-teorin. På svenska översätts detta till

användningsteorin i Strömbäck (2015), och detta kommer att vara den benämning som används i denna uppsats. Utgångspunkten för användningsteorin är att utifrån människors psykologiska eller sociala behov förstå och förutse deras val av medier. Sådana behov kan vara att få information, att bli underhållen, som tidsfördriv eller för social interaktion med andra. Mediets förmåga att tillgodose ett eller flera behov kan då förklara ett användningsmönster (Strömbäck, 2015). Det är därmed en teori som utgår från publiken. Från ett användarperspektiv.

Forskning om publikens medieanvändning utifrån psykologiska behov har genomförts sedan 1940-talet. Men det var på 1970-talet genom bland andra Elihu Katz, Jay Blumler och Michael Gurevitch som det tog fart. Tidigare hade fokus varit på själva behoven bakom medieanvändning. Nu sammanfogades detta med att studera de faktiska effekterna, s.k. gratifications, som tillgodoses av olika medier i det som alltså kallas Uses and gratifications (Katz, Blumler & Gurevitch, 1974). De huvudsakliga psykologiska behov som identifierats har genom olika forskare haft olika benämningar och varit olika till antalet, men i korthet rör det sig om motiv kopplade till förströelse/underhållning, övervakning/information samt social interaktion (ibid).

Papacharissi och Rubin (2000) använder begreppen instrumentell respektive ritualiserad användning för att skilja mellan olika behov när de applicerar användningsteorin på internetanvändning. Med instrumentell användning avses mer selektiva, målinriktade användningsmotiv, exempelvis informationssökning. Ritualiserad användning är främst kopplad till motiv som underhållning och förströelse (ibid). Ett problem med användningsteorin är antagandet om rationella och målinriktade medieanvändare. Att de ”har fasta preferenser, och att de har förmåga att bedöma i vilken grad som användningen av olika typer av medier och medieinnehåll leder till måluppfyllelse” (Strömbäck, 2015, s216). Ofta i studier av internetanvändning har användningsteorin endast lyckats förklara en väldigt liten del av variansen i variabeln internetanvändning (LaRose & Eastin, 2004). En alternativ, eller kompletterande förklaringsfaktor är medievanor.

Medievanor

Vana är ett koncept som ofta kopplats ihop med ritualiserad användning av medier. Ritualiserad medieanvändning refereras till som den ”vanemässiga konsumtionen av ett medium för förströelse” (Rubin, 1984 i Kim, Chen & Gil de Zúñiga 2013, p.2608). Men i

LaRose och Eastins studie (2004) argumenterar man för vana som en viktig och självständig förklaringsfaktor för medieanvändning, som bör inkluderas utöver, snarare än som en del av motiven i användningsteorin. Detta beror på att vana är ett mer automatiserat beteendemönster och inte ett aktivt val utifrån ett visst behov, vilket användningsteorin förutsätter. Vana är därmed ett användarbeteende som från början etablerats av olika användningsmotiv men som inte längre aktiveras i form av ett aktivt val (LaRose & Eastin, 2004). Ju längre tid som spenderas med ett medium, desto större chans att en vana bildas, då själva definitionen av vana är ett återkommande beteendemönster (Diddi & LaRose, 2006).

I Rubins (1984) distinktion mellan instrumentell och ritualiserad medieanvändning placeras nyhetsanvändning i den instrumentella gruppen. Nyhetskonsumtion antas handla om ett aktivt val för att tillfredsställa ett informationsbehov. Men Diddi och LaRose (2006) menar att det enorma utbudet av valmöjligheter inte behöver betyda att användarna gör noggranna val utifrån kalkylerade motiv. I stället är det mer troligt att, för att ”spara på mentala resurser” falla in i vanemässiga användningsmönster (ibid, p195, 2006).

Genom att se vana som en fristående kategori i stället för som del av den ritualiserade användningen kan man se på nyhetskonsumtion som ett vanemässigt beteende. Vanemässig nyhetskonsumtion kan manifestera sig i att användaren har hittat en metod för att få sin ”dagliga nyhetsdos” via exempelvis en tv-kanal (ibid, p195, 2006) vilket gör att det är mindre troligt att denne lägger ytterligare energi på att aktivt söka nyheter på annat håll. När en medievana är etablerad så håller den gärna i sig och det krävs troligtvis en förändring i personens dagliga rutiner för att vanan ska brytas enligt Diddi och LaRose (2006), som ger exemplet på en ung person som flyttar hemifrån för att börja på högskola som en förändring som kan leda till att tidigare vanor bryts.

Användningsteorin har alltjämt en betydelsefull roll i ekvationen då det är ett mediums kapacitet att tillfredsställa ett användarbehov som så småningom kan utmynna i en vana. När det gäller digitala medier visar en studie att underhållningsmotiv är en starkare förklaringsfaktor än informationssökande motiv i fråga om hur lång tid man spenderar på exempelvis internet (Luo, Chea & Bui, 2016). Tiden som spenderas med ett specifikt medium påverkas också av antalet motiv, eller gratifikationer som en person söker och kan få tillfredsställa (Van Der Wurff, 2011).

En analys av nyhetskonsumtion i Sverige baserat på den årliga SOM-undersökningen tittade bland annat på sambandet mellan nyhetsintresse och konsumtion av nyhetsmedier. I de flesta fall var effekten tydlig, vilket också bekräftar att personliga preferenser (t.ex. nyhetsintresse) är väldigt avgörande för huruvida användarna tar del av nyheter. Men det fanns ett undantag i nyheter via sociala medier. I detta fall verkar det som att personer som uppger att de inte är intresserade av nyheter samtidigt svarar att de tar del av nyheter via sociala medier (Ohlsson, 2015). En tänkbar förklaring är att sociala medier är ett medium där användare, inte enbart selektivt, men slumpmässigt exponeras för innehåll, till exempel i form av nyheter.

Sociala medier och slumpmässig nyhetsexponering

Sociala medier kan definieras som en samling internetbaserade plattformar som anammar webb 2.0-teknik. Det vill säga utnyttjar möjlighet till interaktivitet och samarbete för skapande och utbyte av användargenererat innehåll (Whiting & Williams, 2013). Sociala medier kan inkludera sociala nätverk som Facebook. Foto- och videodelningsplattformar som Instagram och YouTube. Karriär- och affärsnätverk som LinkedIn. Mikrobloggplattformen Twitter eller vanliga bloggar (Whiting & Williams, 2013, Ceron, 2015). När det gäller spridning av nyheter är det kanske framförallt *sociala nätverk* som åsyftas, som används i princip synonymt med *sociala medier* (Ceron, 2015). Enligt den svenska internetstiftelsens årliga mediebarometer för 2015 uppgav 50 procent i åldrarna 9–79 att de besöker ett socialt nätverk eller diskussionsforum dagligen. Bland de som använder internet dagligen var procentsatsen för sociala nätverk 83 procent (Nordicom-Sverige, 2016). Det mest populära sociala nätverket, Facebook, var också den främsta källan för nyheter på internet, framför webbplatser för tidningar, radio och TV. 21 procent läste nyheter på Facebook dagligen (ibid).

Internets enorma utbud av information gör det troligt att användare stöter på exempelvis nyheter och politisk information trots att de inte hade för avsikt att ta del av detta. Detta genom så kallad slumpmässig exponering (Valeriari & Vaccari, 2015, Kim et al., 2013). Slumpmässig exponering av nyheter sker i högsta grad via sociala medier och sociala nätverk, som bygger på att användare, skapar, delar och sprider innehåll. Messing och Westwood (2014) menar att den vidsträckta spridningen av nyhetsinnehåll gör att det helt enkelt blir väldigt svårt att helt ignorera sådant om man befinner sig på sociala medier. De använder sig av begreppet ”sociala nyheter” som beskriver hur nyhetsartiklar konsumeras utifrån det sociala engagemang de genererat. Detta skiljer sig mot annan nyhetskonsumtion där det

innehåll användaren exponeras för styrs utifrån vad som publiceras i de nyhetskällor personen vanemässigt konsumerar (Messing & Westwood, 2014). Med sociala nyheter sprids informationen utifrån vad som delas av eller engagerar ens vänner eller andra personer på det sociala nätverket (Valeriari & Vaccari, 2015).

Det finns samtidigt möjligheter för användaren att påverka och delvis styra vad som visas i exempelvis facebookflödet. Det är möjligt att ta bort, eller åtminstone sluta visa aktivitet från särskilda användare, som eventuellt sprider innehåll som personen inte är intresserad av eller önskar ta del av. Samtidigt är det inte helt självklart att dölja eller ta bort någon när dessa användare samtidigt råkar vara nära vänner eller anhöriga som personen alltjämt vill interagera med på plattformen (Bode, 2016). Problemet med ett växande gap mellan de som söker respektive undviker nyheter utgår från premissen om de enorma valmöjligheter som finns i dagens medielandskap. Men för sociala medier och i synnerhet sociala nätverk finner Bode (2016) att detta fungerar mer likt en mediemiljö av få valmöjligheter, där passiv inlärning som ett resultat av slumpmässig exponering kan ske. Därmed framstår sociala medier som en potentiell motkraft mot ett växande gap i politisk kunskap (Bode, 2016).

Tidigare beskrevs vanans betydelse för att förstå medieanvändningen, och hur vanan initialt etableras utifrån att ett behov tillfredsställs och hur upprepad användning tillslut kan mynna ut i ett vanemässigt beteende. Underhållning- och förströelsemotiv tenderar att leda till längst exponeringstid på internet (Luo et al., 2016) vilket är en god förutsättning för vanebildning. Som tidigare nämnt befinner sig över 80 procent av internetanvändarna i den svenska kontexten dagligen på sociala medier (Nordicom-Sverige, 2016). Bland sociala medier-användarna bör alltså de med underhållningsmotiverad vana ha längst exponeringstid, fast på ett mer passivt sätt än att aktivt söka information (Kim et al., 2013). Denna passiva exponering kan därmed leda till slumpmässig exponering för information och passiv inlärning (ibid). Därför kan det vara värdefullt att undersöka om vanemässig underhållningskonsumtion på internet kan vara kopplat till nyhetsläsning via sociala medier.

Den händelsekedja som forskning utifrån användningsteorin följer utgår som tidigare förklarat från psykologiska behov följt av motiv för att använda olika medier och sedermera mediets förmåga att tillgodose behovet. Men i ett sista steg undersöks vad exponeringen för mediet har för konsekvenser utöver att tillgodose behovet. Detta handlar ofta om oavsiktliga konsekvenser (Katz et al., 1974). I fallet nyhetsmedier skulle en sådan konsekvens kunna vara

genom påverkan på publikens förtroende för demokratin, eller kanske gentemot medierna själva. Resterande del av detta kapitel beskriver just påverkan på förtroende som en medieeffekt av nyhetsanvändning.

Nyheter och politiskt förtroende

I det demokratiska samhället spelar medier en viktig roll genom att förse medborgarna med information om de politiska institutionerna och deras handlingar, vilket är betydelsefullt för att kunna göra en informerad bedömning när de lägger sin röst i samband med val (Ceron, 2015). Studier visar att nyhetsmedier kan stärka förtroendet för de politiska institutionerna. Förtroende är i sin tur associerat med högre politisk kunskap (Strömbäck, Djerf-Pierre & Shehata, 2016) vilket i sin tur har betydelse för politiskt deltagande (Strömbäck et al., 2013). Men det finns också exempel på hur mediers sätt att bevaka politiken kan leda till sänkt förtroende (Hopmann, Shehata & Strömbäck, 2015).

Politisk misstro innebär en avsaknad av förtroende för att aktörerna inom politiken verkar för medborgarnas bästa och att de i stället tjänar olika särintressen (Yamamoto, Kushin & Dalisay, 2017). Lågt politiskt förtroende behöver inte vara enbart dåligt, utan har i europeiska länder haft ett samband med ökat politiskt deltagande (Li & Chan, 2017). Det bekymmersamma uppstår när växande misstro och i nästa led cynism gentemot det politiska systemet leder till att medborgare helt förlorar intresse och vilja att ta del av politisk information eller att involvera sig i den politiska diskussionen. Detta kan leda till en apatisk inställning, som är negativt för det demokratiska deltagandet i samhället (Yamamoto et al., 2017).

Sambandet mellan nyhetskonsumtion och förtroende har studerats på olika sätt på senare år. Strömbäck et al. (2016) studerade sambandet mellan nyhetskonsumtion och politiskt förtroende över tid i den svenska kontexten. De fann ett positivt samband mellan nyhetskonsumtion och politiskt förtroende över tid i Sverige, men effekten är liten. Den varierar också beroende på medium. Dagstidningar och Public Service-nyheter ger positiv effekt, men nyheter via kommersiella tv-kanaler har ingen signifikant effekt. Kvällstidningar likaså. (Strömbäck et al. 2016). Studien inkluderade inte sociala medier som nyhetsmedium.

Ceron (2015) jämförde skillnaden i politiskt förtroende av att ta del av nyheter i just sociala medier jämfört med via de traditionella nyhetsmediernas webbplatser i länder som Italien och

Tyskland. Hon fann att nyheter via traditionella nyhetsmedier på internet är kopplat till högre politiskt förtroende, men att nyheter via sociala medier har ett samband med lägre politiskt förtroende. Li & Chan (2017) diskuterar politiskt förtroende som en modererande variabel i förhållandet mellan att få information via sociala medier och politiskt deltagande. De finner, i fallet Kina och Hong Kong, att sociala medier för information samt diskussion med andra på internet påverkar politiskt förtroende negativt, vilket i sin tur påverkar politiskt deltagande negativt eller inte alls. Samtidigt är Kina och Hong Kong en helt annan kontext än den svenska med mer eller mindre avsaknad av demokrati. En annan studie fann att genom att exponeras för politisk information på sociala medier tycktes sambandet mellan cynism och apati försvagas (Yamamoto et al., 2017). Genom sociala medier kan både användare med högt såväl som lågt intresse för politik komma i kontakt med politiskt innehåll. Skillnaden mot traditionella medier är att informationen sprids genom ens sociala kontaktnät vilket ökar chansen att det ges uppmärksamhet (ibid). Tidigare studier har visat att politiskt förtroende ofta starkt korrelerar med förtroende för medier (Hopmann et al., 2015). En faktor som kan leda till sänkt politiskt förtroende och ökad cynism är genom sättet som nyhetsmedier framställer den politiska processen. Porträtterandet av politiken som ett strategiskt spel i media påverkar förtroendet för politiken negativt. Men inte bara det. Dessutom utarmar det förtroendet för medierna själva (ibid).

Nyheter i sociala medier och förtroende för medier

Om förtroendet för de etablerade medierna sjunker så utarmas även deras möjlighet till inflytande på medborgarna. Detta får inte bara konsekvenser för medierna själva och deras lönsamhet när publiken söker sig till andra, alternativa nyhetskällor. Huruvida människor har förtroende för nyhetsmedier har också betydelse för demokratin. Om medborgarna inte har tillit till den politiska information de förses med så kan också tilliten till att det går rätt till i samband med det kollektiva beslutsfattandet undermineras (Tsfati & Ariely, 2014).

När förtroendet för medier och journalister sjunker vänder sig publiken i större utsträckning till partipolitiska källor för information (Turcotte, York, Irving, Scholl & Pingree, 2015). Därmed kan ökad misstro till medier leda till ökad polarisering i samhällsdebatten (ibid). Media har ansetts spela en viktig roll för demokratin genom att informera allmänheten, exempelvis om resultatet av politiska reformer. Detta är betydelsefullt för medborgarna att kunna ta i beaktning när de lägger sin röst (Ladd, 2012). De medborgare som saknar

förtroende för medier tenderar att inte ta till sig den typen av information från etablerade medier (Hopmann et al., 2015). Publikens uppmärksamhet till informationen påverkas alltså av förtroendet till medier (Turcotte et al., 2015). Utan sådan information tenderar människor att, vid utvärdering av politiska aktörer, nästan helt utgå från sina partipolitiska predispositioner och ta mindre hänsyn för, till exempel, den faktiska ekonomiska situationen i landet (Ladd, 2012).

Förtroendet för etablerade nyhetsmedier har haft en stadig nedåtgående trend i länder som USA (Turcotte et al., 2015). Men i Sverige är förtroendet för såväl medier som för övriga institutioner alltjämt högt (Hopmann et al., 2015). Men på vilket sätt finns det anledning att tro att nyheter som användarna tar del av via sociala medier skulle kunna ha en annorlunda påverkan än nyheter från traditionella medier på det generella förtroendet för medier?

Nyheter som konsumeras på exempelvis Facebook kan dels vara sådant som visas genom att användaren följer en särskild nyhetsorganisation. Men det kan också vara genom att facebookvänner gör inlägg som länkar in nyhetsinnehåll eller på annat sätt delar, kommenterar eller gillar något. Detta är en stor skillnad mellan nyheter från traditionella medier och ett socialt nätverk som Facebook. Både nyhetsorganisationer och journalister såväl som ens vänner agerar ”gatekeepers” för informationsflödet (Turcotte et al., 2015). En annan skillnad mellan nyheter i sociala medier jämfört med det som publiceras via traditionella nyhetsmedier är att de förra sprids via en nedifrån-och-upp-dynamik medan de senare har en mer elitistisk och toppstyrd dynamik (Ceron, 2015). Nyheter i sociala medier passerar inte det traditionella redaktionsarbetet, vilket gör att information sprids utan filtrering. Detta kan ge en plattform till marginaliserade röster, men också exponera publiken för mer alternativ information och systemkritik. Detta kan i sin tur leda till en mer polariserad offentlighet och lägre tillit till samhällsinstitutioner (Ceron, 2015). Men dynamiken gör också att det är mer troligt att politisk övertalning sker, där användare, även utan politiskt intresse, omvärderar sin politiska ståndpunkt (Diehl, Weeks & Gil de Zúñiga, 2016).

Men kritik mot etablerade medier är inte unikt för sociala medier. I USA har förtroendet för medier sjunkit stadigt ända sedan 1970-talet. En bidragande orsak var fler alternativa nyhetskällor, ofta med ett partipolitiskt perspektiv som förstärkte politisk kritik gentemot etablerade medier (Ladd, 2012). En alternativ nyhetskälla som funnits länge i den amerikanska kontexten är politisk pratradio (Tsfati & Ariely, 2014). Eftersom många

alternativa nyhetskällor kan vara ideologiskt präglade och rapporterar utifrån sitt partipolitiska perspektiv kan exponering för sådana nyhetsmedier leda till en ”fientlig media-effekt” (*hostile media effect)* där publiken börjar att uppleva partisk rapportering i all nyhetsrapportering och där generell misstro mot nyhetsmedia som institution ökar (Arceneaux, Johnson & Murphy, 2012).

Som tidigare nämnt är det inte förrän i början på 1990-talet som avregleringen påbörjades och publiken i Sverige fick fler valmöjligheter i sin mediekonsumtion. Men någon etablerad motsvarighet till pratradio har saknats. Det är därmed möjligt att det är först med internet och sociala medier som det historiskt höga medieförtroendet i Sverige (Hopmann et al., 2015) skulle kunna komma att sättas på prov. Men exakt hur exempelvis den fientliga media effekten skulle te sig på sociala medier kan vara komplicerat och rimligtvis ganska individuellt då det beror på vad man exponeras för. Som tidigare beskrivet är innehållet på sociala medier både selektivt, sådant man väljer att ta del av, men även slumpmässigt. Och en annan punkt som också bör noteras är hur de sociala medierna styrs av algoritmer baserade på användarens tidigare aktivitet, vilket kan skapa en så kallad filterbubbla av innehåll som individen förväntas vilja ta del av. Detta kan i sin tur leda till så kallad *confirmation bias,* genom att bara exponeras för innehåll som bekräftar ens åsikt och världsbild (Strömbäck, 2015). Samtidigt finner Diehl et al. (2016) att användarna i deras studie hade personer av olika social status och politisk tillhörighet bland sina vänner på sociala medier.

Tsfati & Ariely (2014) talar om nyheter på internet överlag och skiljer här på *mainstream* och *icke-mainstream* nyhetsexponering där det förra är förknippat med högre medieförtroende och det senare lägre förtroende. Det är troligare att användare som tar del av nyheter på internet eller via andra alternativa källor stöter på icke-mainstream politisk information, jämfört med de som använder traditionella medier så som TV eller dagstidningar. Det ej filtrerade informationsflöde som Ceron (2015) talar om på sociala medier bör således innebära stora möjligheter till icke-mainstream information, oavsett filterbubbla.

En annan aspekt är i vilken utsträckning det är så kallade mjuka nyheter respektive hårda nyheter som konsumeras. Nyhetsorganisationer som försöker att nå ut med sina nyheter via sociala medier behöver få uppmärksamhet och klick för att kunna generera intäkter via annonser (Strömbäck, 2015). De mer seriösa, hårda nyheterna ställer krav på läsarens intresse och förkunskap medan mer underhållande nyheter kan locka en större publik (ibid). Enligt

Ladd (2012) finner nämligen publiken generellt nöje i att konsumera mjuka nyheter, även om de själva intalar sig att de inte gör det. Det blir en form av ”guilty pleasure”. Denna typ av nyheter där etablerade medier anpassar sig till mer sensationsjournalistik leder dock samtidigt till att förtroende för medierna sjunker (Ladd, 2012).

Ladd (2012) beskriver ironin i att folk tenderar att välja att konsumera mjuka nyheter, samtidigt som det är dessa nyheter som får dem att förlora förtroendet för nyhetsmedier. Detta leder därmed till en slags ond cirkel där etablerade nyhetsmedier pressas till att producera allt större andel mjuka nyheter för att nå en publik i den tuffa konkurrensen, vilket i längden utarmar förtroendet för dem själva (ibid). Om mjuka nyheter föredras av den stora massan (Ladd, 2012) och det är socialt engagemang som ligger bakom vad som syns i flöden på sociala medier (Messing & Westwood, 2014) framstår det som troligt att nyhetskonsumtion i sociala medier innebär fler mjuka nyheter – och därmed sänkt förtroende för medier.

Hypotes & modell

Denna del repeterar kortfattat flera av punkterna i föregående kapitel och hur de används för att formulera två hypoteser samt två forskningsfrågor. Vidare beskrivs hur hypoteserna kommer att testas genom en exkluderande strategi (Aneshensel, 2013) där relevanta tredjevariabler kommer att användas för att kontrollera de hypotiserade sambanden. Dels för att analysera hur de eventuellt påverkas i styrka av att inkludera andra faktorer och dels för att stärka den interna validiteten.

En första utgångspunkt för att förstå hur det kommer sig att användare som inte intresserar sig för nyheter ändå tar del av detta på sociala medier är alltså användningsteorin och preferens för underhållning och förströelse. Men som beskrivet så kompletteras användningsteorin av medievanor, då den senare utgår från hur ofta ett medium används av vana, som ett automatiserat beteendemönster, snarare än av ett aktivt beslut utifrån ett önskat utfall. Användningsmotiv för att tillfredsställa ett särskilt behov föregår användningsmönstret som utgör vanan (LaRose & Eastin, 2004). Underhållningsmotiv leder till mer tid spenderat med digitala medier och internet. Användningstid avgörs också av antalet psykologiska behov som tillfredsställs genom ett medium, till exempel internet (Kim et al., 2013, Luo et al., 2016, Van Der Wurff, 2011).

En skillnad mot att konsumera underhållning i form av exempelvis film eller tv-serier via internet snarare än TV är således att internet som medium, i detta fall genom sociala medier tillfredsställer ytterligare gratifikationer. Kanske tydligast genom social interaktion med andra, som är den allra starkaste förutsägaren av de totalt tio huvudsakliga användarmål som sociala medier tillfredsställer (Whiting & Williams, 2013). De som utifrån förströelsemotiv har utvecklat medievanan spenderar alltså längre tid med sociala medier men på ett mer passivt sätt. Detta ger goda möjligheter för slumpmässig exponering trots avsaknad av nyhetsintresse (Valeriari & Vaccari, 2016) och potentiell passiv inlärning (Bode, 2016). Således formuleras följande hypotes:

> **Hypotes 1:** Vana att konsumera underhållning på internet har en positiv effekt på nyhetskonsumtion i sociala medier.

Det är svårt att jämföra nyhetsinnehållet på ett socialt nätverk och sociala medier jämfört med ett mer traditionellt nyhetsmedium. I varje användares flöde skiljer sig innehållet. Men en viktig skillnad är att på sociala medier är det inte enbart en professionell redaktion som gör nyhetsvärderingen och publiceringen utan även ens vänner och bekanta (Turcotte et al., 2015). Information sprids via en ”botten-upp-dynamik” jämfört med den mer elitistiska ”uppifrån- och -ner-dynamiken” hos traditionella medier och innehållet filtreras därmed inte på samma sätt vilket gör att information och samhällskritik som kanske skulle behandlas annorlunda av etablerade medier sprids i större utsträckning (Ceron, 2015).

Användarna på sociala medier exponeras därmed i större utsträckning för icke-mainstream politisk information (Tsfati & Ariely, 2014) vilket innebär fler kritiska röster mot samhällsinstitutioner inklusive kritik gentemot etablerade medier. Dessutom styr nivån av socialt engagemang spridningen av nyheter. Då publiken, utan att alltid vilja erkänna det, lockas till mjuka nyheter, som bygger på mer underhållande eller engagerande vinklar, exponeras rimligtvis användarna även för fler mjuka nyheter. Detta har samtidigt visat sig vara något som urvattnar förtroendet för medier (Messing & Westwood, 2014, Ladd, 2012). Därför formuleras följande hypotes:

> **Hypotes 2:** Nyhetskonsumtion i sociala medier har en negativ effekt på förtroendet för medier.

För att kunna tolka resultaten bättre och kunna sätta dem i perspektiv kan det vara meningsfullt med en översikt över annan nyhetsanvändning än sociala medier. I samband med operationaliseringen av variablerna genomförs en dimensionsanalys över de olika nyhetsmediefrågorna i materialet. Dessa dimensioner av nyhetsanvändning kommer sedan kunna jämföras för att ta reda på vilket sätt de eventuellt korrelerar med medievanor för underhållning samt med medieförtroende.

> **Forskningsfråga 1**: Hur ser sambandet ut mellan medievanor och olika kategorier av nyhetsanvändning?
>
> **Forskningsfråga 2**: Hur ser sambandet ut mellan medieförtroende och olika kategorier av nyhetsanvändning?

Intern validitet – exkluderande strategi

För att vidare testa sambanden används en så kallad exkluderande strategi (Aneshensel, 2013). Målet är att stärka den interna validiteten, det vill säga öka trovärdigheten i resultaten och därmed möjligheten att kunna uttala sig om ett faktiskt orsakssamband. Detta görs genom att inkludera kontrollvariabler i analysen som i teorin skulle kunna förklara sambandet. Målet är till exempel att utesluta ett spuriöst samband. Det vill säga att anledningen till att det skulle finnas en samvariation mellan variablerna beror på att det finns en tredje faktor som är den egentliga orsaken till de båda. Målet är att kunna utesluta (exkludera) sådana alternativa förklaringar till sambandet och på detta sätt stärka validiteten (Aneshensel, 2013).

Intressevariabler

En faktor som ges särskild betydelse som potentiell alternativ förklaring i denna studie är intresse. Detta kommer att testas genom två variabler. Intresse för nyheter och intresse för politik. Utifrån användningsteorin är det rimliga att de som tar del av nyheter gör så därför att de är intresserade av detta och att nyhetskonsumtion därför uppfyller deras behov. Intresse för politik har också visat sig vara en stark förklaringsfaktor för nyhetskonsumtion (Strömbäck et al., 2013) och även varit associerat till högre förtroende för medier (Tsfati & Ariely, 2014).

Syftet är att de huvudsakliga oberoende variablerna i de samband som testas ska fånga den vanemässiga medieanvändningen: ”Hur ofta man konsumerar underhållning på Internet” (H1) och ”Hur ofta man konsumerar nyheter på sociala medier” (H2). Genom att inkludera intresse-variablerna blir det därför möjligt att applicera både teori om medievanor och användningsteorin. På detta sätt kontrolleras huruvida intresse är den egentliga faktorn som påverkar de beroende variablerna och inte vana.

För hypotes 1 skulle det kunna vara så att anledningen till att det finns ett samband mellan vana att konsumera underhållning på internet och nyhetsanvändning i sociala medier beror på att det inom den första gruppen finns personer som samtidigt har ett intresse för nyheter och att detta är den egentliga förklaringen till samvariationen. För hypotes 2 skulle intresset också kunna påverka sambandet. Högre intresse leder rimligen till högre konsumtion av nyheter. Tidigare forskning talar också om en gynnsam cirkel av nyhetskonsumtion som leder till förtroende för politiska institutioner (Ceron, 2015). Sedan förtroende för dessa också korrelerar med förtroende för medier finns det rimligtvis ett samband mellan personer med högt nyhetsintresse och medieförtroende. Det är också tänkbart att vana och intresse

kompletterar varandra och att sambanden skulle vara villkorliga. Detta skulle innebära att effekten från den oberoende variabeln på den beroende påverkas av nivån av intresse, som därmed fungerar som en modererande faktor (Aneshensel, 2013). Detta kan kontrolleras genom att inkludera en interaktionsterm i analysen, som analyserar effekten av vana beroende på intresset.

Demografiska variabler

Ålder, utbildning och kön har tidigare visat sig ha signifikanta samband med alla typer av nyhetsanvändning (Strömbäck et al., 2013). I fråga om medieförtroende har utbildningsnivå i somliga fall visat sig ha en negativ effekt, och i andra fall en positiv sådan (Tsfati & Ariely, 2014). Män visade sig i ett fall ha större förtroende för medier än kvinnor (ibid). Dessa kommer därför att inkluderas som demografiska kontrollvariabler i regressionsmodellerna.

En annan aspekt av ålder i sammanhanget är att det i fallet sociala medier har haft en omvänd funktion. Traditionell nyhetskonsumtion har vanligtvis förknippats med högre ålder. Men när det gäller sociala medier är det snarare så att användningen är störst hos yngre (Ohlsson, 2014). Det är därför tänkbart att stora delar av effekten är beroende av åldern hos användarna.

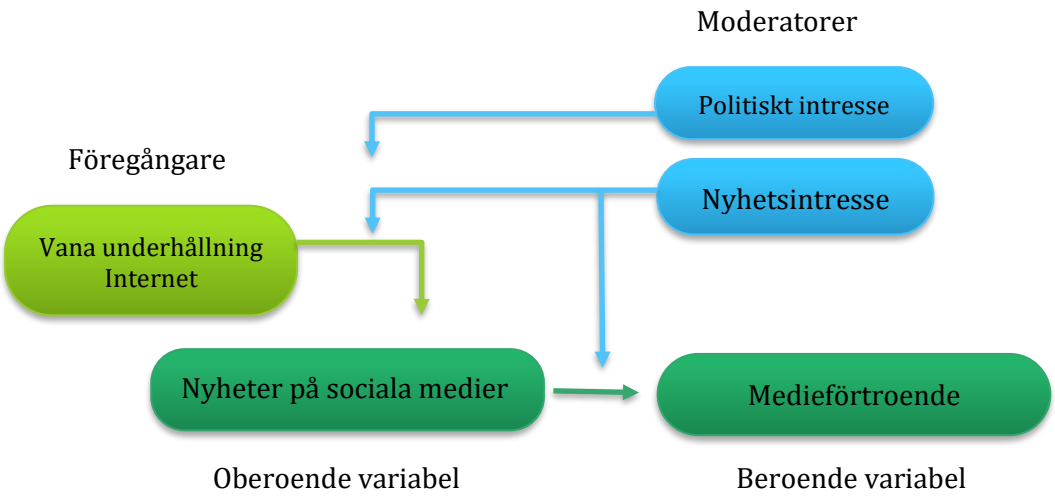
Internetanvändning

Slutligen kommer generell internetanvändning att kontrolleras för. Alltså hur ofta personen använder internet. För H1 skulle det kunna vara så att anledningen till sambandet mellan underhållningsvana och sociala medier för nyheter är att generell användning av internet förklarar de båda, vilket skulle innebära att sambandet är spuriöst. För H2 är syftet att isolera effekten av just sociala medier. Det skulle ju kunna vara så att en effekt på medieförtroende är kopplad till annan information som finns på internet, vilket bör kontrolleras för.

Modell

Nedan finns en illustrerad modell (figur 1) utifrån de hypotiserade sambanden. Vana att konsumera underhållning på internet illustreras som en bakomliggande variabel. Denna variabel föregår i denna modell nyheter i sociala medier, som därefter agerar huvudsaklig oberoende variabel i det föreslagna negativa sambandet med medieförtroende. Den bakomliggande variabeln behöver således inte ha någon association med den beroende variabeln (medieförtroende). Dess roll handlar om att bidra till att förklara förekomsten av nyheter på sociala medier (Aneshensel, 2013). Som illustrerat och tidigare beskrivet bedöms intresse för politik och nyheter kunna ha modererande effekter på båda sambanden (H1 och H2).

Figur 1. Modell över sambanden mellan vana underhållning internet, nyheter på sociala medier och medieförtroende (med övriga kontrollvariabler exkluderade).



Metod & material

Denna uppsats tar formen av en förklarande studie, eftersom den inte bara ämnar identifiera samvariation mellan variabler, utan också med hjälp av teori försöka testa och förklara varför det skulle tolkas som ett samband, där den ena variabeln har en effekt på den andra (Aneshensel, 2013). Den metod som används för att testa hypoteserna är statistisk dataanalys. Det som analyseras är kvantitativa data. Närmare bestämt enkätdata. Det är därmed respondenternas svar på enkätfrågorna som används som analysenheter för att pröva hypoteserna i detta urval. Målet med den kvantitativa metoden är sedermera att kunna uttala sig om generaliserbarheten i fenomenet hos den population som urvalen representerar (ibid). Aneshensel (2013) menar att den statistiska analysen utgör en slags korsning mellan teorin och datan. Funktionen av analysen är att i empirin försöka fånga och fastställa närvaron av den förekomst som teorin har föreslagit. Datan, eller empirin blir det som provar om de teoretiskt föreslagna sambanden faktiskt gäller. På detta sätt bidrar analysen förhoppningsvis till teoriutveckling. För att analysera materialet tillämpades ett antal statistiska tekniker med hjälp av IBM SPSS Statistics, som är ett datorprogram för statistisk analys. Den huvudsakliga metoden som används är regressionsanalys. Men även dimensionsanalys (PCA) och korrelationsanalys tillämpades under genomförandet (se nedan).

Material

Materialet som används för de statistiska analyserna är sekundärdata i form av enkätdata från SOM-undersökningen 2015. Detta är en svensk rikstäckande tvärsnittsstudie framtagen av SOM-institutet, som har genomförts årligen sedan 1986. Den totala undersökningen omfattar fem separata omgångar (Riks-1 till 5) där enkäten har skickats ut till ett urval på 3400 respondenter per omgång. Urvalet görs genom ett systematiskt sannolikhetsurval via Skatteverkets register, vilket innebär att samtliga personer boende i Sverige i åldrarna 16–85 har lika stor chans att väljas ut för undersökningen. Totalt har undersökningen skickats ut till 17 000 personer. Fältarbetet pågick från september 2015 och avslutades i februari 2016 efter post- och telefonpåminnelser. Den totala svarsfrekvensen var 51.3 %. Undersökningen utgår från tre huvudsakliga teman, i form av svenskarnas attityder kring frågor om: Samhälle, opinion och massmedier. De fem undersökningsomgångarna innehåller delvis samma frågor, men en majoritet av frågorna är unika för respektive omgång vilket gör att det inte går att

behandla samtliga frågor i det totala materialet mot varandra (Vernersdotter, 2016, Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Den främsta fördelen med att använda SOM-data är det stora urvalet av frågor kring användningsfrekvens, attityder och preferenser kring just medier kompletterat av det omfattande utbudet av demografiska bakgrundsfrågor, som gör det möjligt att operationalisera de föreslagna variablerna inklusive kontrollvariabler. Dessutom är det en stor fördel med ett riksrepresentativt urval av svarsdata (Vernersdotter, 2016).

En nackdel med sekundärdata är givetvis att inte kunna skräddarsy frågorna på egen hand, och rimligtvis riskerar det att begränsa validiteten om existerande frågor inte går att operationalisera till att mäta det som ämnar mätas. Samtidigt är utbudet av frågor väldigt stort, och innan genomförandet kontrollerades att kodboken innehöll frågor som studien krävde. Då SOM-undersökningen består av fem olika omgångar finns det många frågor som inte går att behandla tillsammans, vilket är en annan nackdel som delvis begränsar möjligheterna. När många frågor kombineras gick data förlorad, och i regressionsanalyserna blev således urvalet som mest N=1029. Trots förlorad data är detta urval något som en egen utförd undersökning inte kunnat nå i närheten av med hänsyn till tidsram och resurser.

Validitet

Svarsfrekvensen på drygt 51 procent innebär att det fanns ett stort bortfall. Detta är ett genomgående problem för denna typ av postenkäter i Sverige och svarsfrekvensen på SOM-undersökningen, som genom åren haft 64 procent svarsfrekvens i genomsnitt, har sjunkit stadigt de senaste åren (Vernersdotter, 2016). SOM-institutets bortfallsanalys kom dock fram till att det bland de svarande fanns övervägande god demografisk representativitet. Det fanns en fem-procentig överrepresentation av kvinnor jämfört med män. Svarsfrekvensen hade också viss skevhet i förhållande till ålder, med fler svar bland de äldre grupperna. Bland 20–24-åringar var den 29 procent, att jämföra med 74 procent hos 70–79-åringar (ibid). Detta påverkar till viss grad den externa validiteten i undersökningen. Det kan vara svårt att generalisera om den svenska populationen, utifrån denna skevhet i svarsfrekvens utifrån framför allt ålder. Det går också att tänka sig att det blir svårare att få fram signifikanta resultat just i fråga om sociala medier och medievanor på internet då det rimligtvis är så att denna typ av medieanvändning alltjämt är högre bland 20-åringar än bland 70-åringar.

Regressionsanalys

För att testa sambanden i hypotes 1 och 2 användes regressionsanalys. Syftet med metoden är att försöka förutse effekten som den oberoende variabeln har på en beroende variabel, vilket är vad hypoteserna föreslår (Field, 2013). Mer specifikt tillämpades främst multivariat regressionsanalys. En sådan skiljer sig från en bivariat regressionsanalys, där enbart två variabler ingår. Med den multivariata regressionsanalysen blir det möjligt att undersöka och kontrollera effekterna av flera oberoende variabler på den beroende variabeln. Med andra ord, undersöka sambandet samtidigt som hänsyn tas till eventuell påverkan från andra faktorer (Esaiasson, Gilljam, Oscarsson & Wängnerud, 2012). Den regressionsmetod som används är OLS (Ordinary Least Squares) som antar att det finns ett linjärt samband mellan variablerna som undersöks.

En förutsättning för regressionsanalysen är att variablerna mäts på intervallskalenivå, vilket innebär att avståndet mellan varje steg på skalan är lika långt. De flesta av variablerna i denna studie konstrueras utifrån enkätfrågor på ordinalskala. Det innebär att de är rangordnade på exempelvis skala 1–7 där 1 indikerar det lägsta värdet och 7 det högsta. För att kunna analysera dessa variabler utifrån hypotiserade linjära samband kommer de att behandlas som variabler på intervallskala. Det är vanligt att detta görs inom samhällsvetenskapen för att kunna tillämpa denna typ av statistisk teknik på det samhällsfenomen som studeras, även om det inte är optimalt. Tumregeln är att ju fler rangordnade kategorier som variabeln består av desto bättre (Esaiasson et al., 2012).

Vid prövandet av potentiella moderationseffekter i regressionsmodellerna genom inkluderande av interaktionstermer används också analyser med hjälp av SPSS-makrot PROCESS som till skillnad från den vanliga regressionsanalysen, centrerar de oberoende variablerna samtidigt som den automatiskt skapar och testar interaktionstermen. Detta inkluderar också en enkel lutningsanalys (*simple slope analysis*), vilket i praktiken innebär tre separata regressioner som visar effekten och signifikansnivå från den oberoende variabeln på den beroende variabeln när moderatorn befinner sig på medelvärdet samt en standardavvikelse över respektive under medelvärdet (Field, 2013). Då går det tydligt att se vilken slags interaktionseffekt det är frågan om, och om den är signifikant.

Principalkomponentsanalys (PCA)

För att kunna besvara frågeställningarna och undersöka hypoteserna behöver datamaterialet operationaliseras till mätbara variabler. SOM-undersökningen 2015 innehåller ett brett urval av frågor angående respondentens medie- och nyhetsvanor som bedöms ha relevans för hypotes 1 och forskningsfråga 1. Det finns också ett antal påståenden angående svenska medier, som bedöms relevanta för att kunna identifiera förtroende för medier för hypotes 2 och forskningsfråga 2. Principalkomponentanalys (PCA) används därför som en statistisk metod för att explorativt undersöka om det går att identifiera kluster bland olika svarsalternativ. Med denna metod går det att ta reda på om det finns underliggande dimensioner bland frågealternativen. Till exempel om användningen hänger samman mellan olika kategorier av mediekanaler samt nyhetsmedier eller hur olika påståenden om medieförtroende förhåller sig till varandra. Detta blir också ett sätt att kunna ta tillvara på så mycket som data möjligt samtidigt som den reduceras till ett hanterbart antal komponenter (Field, 2013). Syftet med PCA-analysen är att genom så kallad extraktion identifiera vilka komponenter som bör behållas i analysen. Dessa är de komponenter vars variabler har hög samvariation och som gemensamt förklarar en större andel av den totala variansen i datan, jämfört med vad respektive variabel kan förklara på egen hand. Detta baseras på *eigenvärdet*, som är ett mått på hur stor andel varians i variablerna som förklaras av komponenten, där värden över 1 anses vara en lämplig tröskel (Field, 2013). En så kallad ortogonal rotering används för att tydliggöra skillnaderna mellan komponenterna. Inom komponenterna är det korrelationsvärden över .3 som är intressanta för fortsatt analys. I de fall där korrelationsvärdet på ett alternativ är över .3 i fler än en komponent görs en avvägning om vart den skulle placeras baserat på om det ena värdet var klart högre än det andra eller om alternativet bör uteslutas (Field, 2013, p701).

Korrelationsanalys

Forskningsfråga 1 och 2 ämnar undersöka samband mellan de olika typerna av nyhetsanvändning och hur de eventuellt samvarierar med olika typer av medievana (1) samt medieförtroende (2). Betoningen här är alltså på korrelation, eller samvariation mellan dessa variabler, vilket inte är likställt med att hävda kausalitet, där det finns ett direkt orsakssamband mellan två variabler.

För att analysera detta genomförs bivariat korrelationsanalys. Den undersöker korrelationen mellan två variabler, vilket mäts genom värdet på Pearsons r. Det är ett mått på sambandet mellan två variabler och kan innehålla värden mellan -1 och +1. Denna metod förutsätter ett linjärt samband mellan två variabler. Det innebär, precis som med regressionsanalysen, att metoden förutsätter intervallskalevariabler, men där denna studie väljer att behandla enkätfrågorna på ordinalskala som just intervallskala (Esaiasson et al., 2012) En annan funktion med korrelationsanalyserna i denna studie är som ett inledande steg av sambanden i hypotes 1 och 2. Genom att bekräfta huruvida det finns en korrelation i förväntad negativ eller positiv riktning och med statistisk signifikans går det att bedöma huruvida det är meningsfullt att gå vidare med regressionsanalysen.

Operationalisering

Vid operationaliseringen av flera av variablerna, inklusive de huvudsakliga oberoende och beroende variablerna, antogs en explorativ ansats. Genom PCA-analys var syftet att identifiera dimensioner mellan relevanta frågor i materialet, som kunde användas som variabler för att undersöka hypoteser och forskningsfrågor. Genom att identifiera hur frågor hör ihop och bildar underliggande dimensioner blir det lättare att göra distinktionen mellan vilka frågor som mäter det som ämnar mätas, det vill säga validiteten. Beskrivningen av dessa PCA-analyser utgör största delen av återstående del av detta kapitel. Respektive del (Medievanor, Nyhetsanvändning samt Medieförtroende) avslutas med ett förtydligande om de variabler som operationaliserats efter respektive PCA. Kapitlet beskriver avslutningsvis operationaliseringen av de kontrollvariabler som tillämpas i regressionsanalyserna.

Medievanor

En viktig distinktion mellan vanor och användningsmotiv i detta sammanhang är att det förra syftar till något där användaren inte aktivt väljer medium utifrån en tanke om ett särskilt behov. Vanan handlar mer om en automatiserad handling där personen inte längre aktivt reflekterar över motivet till användningen. En vana kan därmed vara ganska svårt att fånga utifrån enkätsvar som bygger på självrapporterade uppgifter från respondenterna, vilket per definition inkluderar en slags reflektion över användningen.

Principen är att det bästa sättet att operationalisera vana i detta fall är att utgå från användningsfrekvens. Hur ofta man gör något. Det går inte att komma ifrån att svaren kommer från en självuppskattning från respondenten, men om denne svarar att exempelvis ett

visst medium används dagligen så är bedömningen ändå att det rimligtvis är fråga om en slags vana. Ett upprepat, regelbundet användningsmönster. Utifrån de frågor som fanns tillgängliga i materialet angående användningsfrekvens var det frågor om användning av olika kanaler inom TV och rörlig bild som bedömdes mest lämpliga att utgå från. Anledningen är att det innefattar ett medium som de allra flesta använder i någon form, men där de stora valmöjligheterna av innehåll gör att olika typer av innehållspreferenser bör kunna utkristalliseras, samt kunna beskriva en vana i de fall dessa används frekvent.

För att kunna identifiera olika kluster av medievanor inom rörlig bild utfördes en PCA-analys. Den explorativa utgångspunkten syftar till att på ett mer objektivt sätt kunna sätta fingret på vad som bäst fångar just vana att konsumera underhållning på Internet (H1). Samtidigt är syftet att kunna jämföra övriga dimensioner av medievanor med nyheter i sociala medier såväl som andra nyhetskällor (forskningsfråga 1). PCA-analysen fokuserar på några av de vanligaste plattformarna för att konsumera TV och rörlig bild. Detta utgick framför allt från frågan *”Hur ofta brukar du titta på följande tv-kanaler och tv-tjänster?”.* Detta inkluderar de vanligaste svenska tv-kanalerna, men också motsvarande tv och strömningstjänster över internet. Dessutom ingick frågan *”Hur ofta har du gjort följande på internet? Tittat på film/tv-serier”,* som komplement till streamingtjänstalternativen.

Detta resulterade i tre komponenter (se bilaga 1). I den första komponenten återfanns samtliga internettjänster. Den andra komponenten består av kommersiella tv-kanaler främst inriktade på underhållning. Den tredje innehåller Public Service-kanalerna SVT1 och SVT2 samt TV4. TV4 hade likvärdiga korrelationsvärden i komponent 2 och 3. Detta kan bero på att kanalen har både en stor del nyhets- och politiskt innehåll och en stor del underhållning. Valet att behandla kanalen som del av den tredje komponenten beror på att den på många sätt har en innehållsprofil lik SVT, och en särställning som enda reklamfinansierade tv-kanal som sänder från Sverige. Detta gav därmed två olika tv-dimensioner: Underhållnings-TV och Public Service-TV (inkl. TV4).

En ytterligare PCA-analys genomfördes med enbart internettjänsterna för att ta reda på om denna kunde urskilja skillnader inom denna grupp (bilaga 2). Detta gav en liknande uppdelning bland internettjänsterna. En dimension av främst underhållning i form av film, serier, videoklipp: Netflix, Viaplay, Youtube, Film/TV Internet. En dimension med mer traditionella mediers internettjänster (SVT Play, TV4 Play samt Aftonbladet TV).

Slutsatsen utifrån detta är att det 1) finns en tydlig uppdelning mellan medium (TV och Internet). Konsumtionen av rörlig bild är segmenterad kring det ena eller andra, vilket får ses som rimligt och inte speciellt överraskande. 2) de olika kanalerna och plattformarna hänger ihop kring två typer av dimensioner: en med kanaler som inkluderar public service, TV4 och även Aftonbladet. Innehållsprofiler som företrädelsevis kretsar kring nyheter och politik men även innehåller nöje och underhållning. Den andra har en mer under utpräglad underhållningsprofil där innehållet till stora delar kretsar kring film och tv-serier och nöjesprogram. Inom respektive medium finns således en av varje av dessa två dimensioner.

Utifrån dessa fyra komponenter konstruerades fyra nya summerade skalor som mäter fyra dimensioner av medievanor (tabell 1). Varje enskild variabel var konstruerad på en skala 1–6 där 1=aldrig och 6=dagligen. Efter sammanfogandet till skalor kodades dessa om så att de startar på 0 och slutar på 15 respektive 20 beroende på om de innehåller tre eller fyra frågor.

Tabell 1. Summerade skalor identifierade via PCA-analys: Medievanor

Variabel	Public Service TV	Underhållning TV	Underhållning Internet	Trad. Media Playtjänst
Artiklar:	3 (SVT1, SVT2, TV4)	3 (TV3, TV6, Kanal 5)	4 (Viaplay, Netflix, Youtube, Film/Serier)	3 (SVT Play, TV4 Play, Aftonbladet TV)
N:	3146	2750	1232	1425
Skala:	0–15	0–15	0–20	0–15
Cronbach's Alpha	.816	.880	.727	.652
Inter-Item Correlation	.594	.710	.407	.390
Medelvärde	12.97	8.71	9.05	5.93
Std. Avvikelse	4.193	3.973	4.286	2.546

Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Oberoende variabel (H1): Vana att konsumera underhållning på Internet

Den oberoende variabeln för hypotes 1 är vana att konsumera underhållning på internet. Den operationaliseras som vana att konsumera en viss typ av medieanvändning, nämligen rörlig bild. PCA-analysen (se ovan) resulterade i slutsatsen att konsumtion av rörlig bild och TV är 1) segmenterad runt respektive medium (TV och Internet) samt 2) består av två användningsdimensioner: Kanaler/plattformar präglade av Public Service och samt kanaler/plattformar präglade av underhållning, film och tv-serier. För den oberoende variabeln är det således mest lämpligt att använda sig av variabeln ”Underhållning Internet” som fångar den senare kategorin, knutet till internet. För beskrivande statistisk se tabell 1.

Nyhetsmedier

För att besvara forskningsfråga 1 och 2, som ämnar undersöka samvariation mellan nyhetsanvändning och medievanor respektive medieförtroende, behöver olika typer av nyhetsanvändning operationaliseras. Metoden för detta är återigen PCA-analys, likt ovan, där frågor angående användningsfrekvens av ett antal nyhetskällor eller plattformar används för att identifiera olika typer av nyhetskonsumtion. Den samling frågor som analyserades innefattade svarsalternativ som inkluderade nyhetskällor inom TV, radio och internet (inklusive tidningars webbplatser). Frågorna som ställdes var: *”Hur ofta brukar du ta del av följande nyhetsprogram eller nyhetstjänster?”, ”Hur ofta brukar du ta del av nyheter från följande?”* och ”*Hur ofta brukar du ta del av nyheter från följande på internet?”*. Skalan för dessa frågor var 1–6 (1=Aldrig, 6=Dagligen).

Sex komponenter identifierades (bilaga 3): 1) *SVT, SVT Regionala nyheter, TV4*. Denna komponent fångar en dimension av traditionella tv-nyheter. 2) *Dagens Nyheter, Svenska Dagbladet, Utländsk nyhetstjänst och Annan nyhetstjänst (samtliga på Internet)*. Detta tycks fånga en dimension av djupare nyhetskonsumtion som inkluderar de stora morgontidningarna och även fördjupning genom utländska nyhetskällor. Helt enkelt en dimension av fördjupningsmedier. 3) *Lokaltidningssajt, Annan lokal nyhetssajt, SVT Internet, Sveriges Radio Internet.* Denna komponent tycks fånga en mer generell nyhetskonsumtion (Lokala nyheter och Public Service) men i digital form. 4) *Lokala nyheter Sveriges Radio, Ekot SR, P3 nyheter.* Denna komponent fångar nyhetskonsumtion via radio. 5) *Aftonbladet Internet och Expressen/GT/Kvällsposten Internet.* De största kvällstidningarnas sajter utgör en komponent. 6) *Aftonbladet Papper och Expressen/GT/Kvällsposten Papper.* Samma tidningar fast i pappersform utgör den sjätte och sista komponenten.

”Nyheter i sociala medier” återfanns förvisso med korrelationsvärde <.3 i två komponenter. Dels i komponenten med nyhetsläsning via Public Service och lokalmedier på Internet och dels tillsammans med kvällstidningarna på Internet. Korrelationsvärdena mellan de övriga frågorna inom dessa komponenter var dock klart högre (<.6). Det finns alltså en samvariation mellan att ta del av nyheter via internet genom en lokaltidning eller kvällstidning och att göra det på sociala medier, men inte tillräckligt för att den senare bör anses tillhöra någon av dessa dimensioner. Sociala medier hade också en negativ korrelation (-.307) med konsumtion av tv-nyheter. Slutsatsen är att nyheter i sociala medier utgör en egen dimension, som dock

samvarierar med annan nyhetsläsning via internet. Därmed fyllde PCA-analysen även en konfirmerande funktion genom att tydliggöra sociala medier som en nyhetskälla som bör betraktas som en egen dimension med en lite annan karaktär än övriga, vilket gör den extra intressant att studera. Utifrån resultatet konstruerades sex nya summerade skalor som mäter dimensioner av nyhetsmedier (tabell 2). Varje enskild variabel var konstruerad på en skala 1–6 där 1=aldrig och 6=dagligen. Dessa omkodades så att skalorna startar på 0 (=aldrig).

Tabell 2. Summerade skalor identifierade via PCA-analys: Nyhetskategorier

Variabel	Nyheter Sociala Medier	Tv-nyheter	Fördjupnings medier	Lokalt & Public Service Internet	Kvällstidningar Internet	Kvällstidningar Papper
Artiklar:	1	3 (SVT, SVT-regionalt, TV4)	4 (DN, SvD, Utländsk tjänst, Annan nyhetstjänst)	4 (Lokaltidnings sajt, Lokal nyhetssajt, SVT Internet, SR Internet)	2 (Aftonbladet, Expressen/GT/ Kvällsposten)	2 (Aftonbladet, Expressen/GT/ Kvällsposten)
N:	6287	7232	5861	5859	7150	6673
Skala:	0-5	0-15	0-20	0-20	0-10	0-10
Cronbach's Alpha		.831	.720	.678	.712	.652
Inter-Item Correlation		.619	.399	.353	.580	.486
Medelvärde	2.1358	11.95	7.60	8.24	5.56	3.13
Std. Avvikelse	2.03759	4.418	4.099	4.017	3.208	1.539

Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Beroende variabel (H1) / Oberoende variabel (H2): Nyheter på sociala medier

Variabeln ”Nyheter Sociala Medier” utgör beroende variabel i förhållandet *Underhållningsvana Internet och Nyheter på Sociala medier (H1).* Den fungerar i nästa steg också som oberoende variabel i förhållandet *Nyheter på Sociala medier och Förtroende för medier (H2).* Som tidigare nämnt består variabeln av frågan *”Hur ofta tar du del av nyheter på internet: Sociala medier”.* Variabelvärdena betraktas som en intervallskala från 0–5 (0=aldrig sociala medier för nyheter och 5=daglig nyhetsanvändning via sociala medier).

Medieförtroende

Det finns olika sätt som förtroendet för medier kan mätas på. Tidigare studier har exempelvis utgått från variabler som explicit frågar om förtroendet för pressen eller TV (Tsfati & Ariely, 2014) eller förtroendet för journalister (Hopmann et al., 2016). Men likt Williams (2012) kan förtroende manifestera sig på olika sätt. Hon diskuterar tre typer av förtroende. 1) Förtroende för de som förmedlar nyheter, dvs. journalisterna. 2) tillit för själva innehållet i nyheterna och

3) förtroende för mediaorganisationer på en institutionell nivå. Meyer (1988) menar att förtroende för medier kan mätas genom två dimensioner: trovärdighet (*Believeability)* och anknytning *(affiliation).* Dessa mäts genom två index. Trovärdighet inkluderar frågor om nyhetsrapporteringen är precis, opartisk, rättvis och trovärdig. Anknytning handlar om [i det här fallet] dagspressens roll i samhället. Huruvida den tar ett ansvar för det lokala samhället och för medborgarnas intressen.

Denna studie väljer att anknyta till den senare föreställningen om olika dimensioner av medieförtroende. Men operationaliseringen av dessa dimensioner inleds med en explorativ ansats där en ytterligare PCA-analys tillämpas. För detta syfte undersöktes frågan *”I vilken utsträckning anser du att svenska medier …”* som inkluderade sju olika påståenden om svenska mediers nyhetsarbete. Skalan för alternativen var 1–4. Frågealternativen kodades om så att 1 innebar det mest negativa svaret för samtliga alternativ, oberoende av formulering på de olika påståendena. Dessutom inkluderades frågan ”Hur stort förtroende har du för hur arbetet sköts: Dagspressen” med skala 1–5 (1=Mycket lågt förtroende). Alternativet ”3”=”Varken eller” saknade motsvarighet bland övriga frågor och uteslöts för att få samma skala. Detta innebar samtidigt att 25 procent av svarsdata på denna fråga gick förlorad. PCA-analysen identifierade två komponenter med eigenvärden <1 (bilaga 4).

1) Svenska medier: *”Är skickliga på att granska makthavare”, ”Är opartiska i sin bevakning”, ”låter kontroversiella åsikter få utrymme”* samt *”Hur stort förtroende har du för: dagspressen”.*

2) Svenska medier: *”Undviker vissa ämnen pga. risken för hot”, ”Låter ekonomin gå före journalistiken” och ”Låter politisk inriktning styra urval av nyheter”.*

Det tycks som att komponent 1 fångar en dimension av hur väl det journalistiska arbetet utförs. Huruvida nyhetsreportrarna är kompetenta, objektiva och rättvisa i sin bevakning och ger utrymme för olika åsiktsperspektiv. Denna komponent är dessutom snarlik Meyers (1988) ovan nämnda index för ”trovärdighet” som en dimension av medieförtroende.

Komponent 2 skulle kunna kopplas mer till redaktionsnivå och/eller ännu högre upp i organisationshierarkin, och huruvida yttre påverkan tycks styra nyhetsvärdering och urval. Det vill säga om ekonomiska, politiska eller sociala faktorer styr vad medierna väljer eller vågar publicera. Det finns anknytning till både förtroende till nyhetsorganisation och till förtroende för innehållet, som Williams beskriver (2012). Huruvida innehållet är tillförlitligt

utifrån upplevd påverkan från yttre omständigheter på redaktions/organisationsnivån. För enkelhetens skulle tas beslutet att benämna dessa två identifierade dimensioner som ”medieförtroende journalister” respektive ”medieförtroende redaktioner”.

Tabell 3. Summerade skalor identifierade via PCA-analys: Medieförtroende

Variabel:	Medieförtroende_Journalister	Medieförtroende_Redaktioner
Antal frågeartiklar:	5 (Skicklighet på granskning, Opartiskhet, Utrymme för kontroversiella åsikter, Respekt för Privatliv, Förtroende för dagspressen)	3 (Undviker ämnen pga. risk för hot, Låter ekonomin gå före journalistiken, Nyhetsurval styrt av politisk inriktning)
Skala:	0–15	0–9
Urval:	N=584	N=818
Cronbach’s Alfa	.678	.629
Inter-Item Korrelation	.301	.360
Medelvärde	11.7072	7.66
Std. Avvikelse	2.84021	1.995

Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Beroende variabel (H2) Medieförtroende:

Två beroende variabler konstrueras då båda dessa funna dimensioner bedöms intressanta och relevanta som olika aspekter av medieförtroende, i sambandet *Nyheter på Sociala medier och Förtroende för medier (H2).* Därför konstrueras två summerade skalor som mäter medieförtroende (tabell 3).

Reliabilitet – summerade skalor

Reliabiliteten i de summerade skalorna mäts vanligtvis genom intern konsistens, det vill säga hur väl variablerna som utgör skalan mäter samma sak. Detta testas genom Cronbach’s Alfa, där ett värde över .7 anses indikera god reliabilitet (Field, 2013). Skalorna för medieförtroende når inte upp till $\alpha <.7$ (Medieförtroende – Journalist, $\alpha <.678$, Medieförtroende – Redaktion, $\alpha <.629$). Samtidigt påverkas α-värdet av antalet variabler på skalan. Ju fler variabler, desto högre värde. I detta fall består skalorna av ett fåtal variabler, då är ett lägre värde att förvänta sig (Field, 2013). Som komplement redovisas även medelvärdet för ”inter-item korrelationen” som också indikerar hur väl skalans variabler mäter samma sak. Här eftersträvas värden mellan .20 och .40, vilket de båda skalorna för medieförtroende uppnår (.301 och .360) (Piedmont, 2014). Alfavärden och inter-item korrelation för skalorna finns att finna i respektive tabell (1, 2 och 3).

Kontrollvariabler

Nedan följer operationalisering av de faktorer som utgör kontrollvariabler i undersökningen.

Intresse för nyheter

För att mäta nyhetsintresse används en fråga ur enkäten som ställer frågan ”Hur intresserad är du av nyheter som handlar om: Sverige” Svarsalternativen på ordinalskala 1–4 där 1=Inte alls intresserad och 4=Mycket intresserad. Medelvärdet är 3,4. Standardavvikelse=.62, N=8006.

Intresse för politik

För variabeln ”politiskt intresse” används en fråga från enkäten: *”Hur intresserad är du i allmänhet av politik”.* Svarsalternativen är på ordinalskala 1–4 där 1=Inte alls intresserad och 4=Mycket intresserad. Medelvärdet är 2,7. Standardavvikelse= .79, N=8132.

Internetanvändning

Syftet med att inkludera en variabel för internetanvändning är som tidigare nämnt för att kunna kontrollera till vilken grad generell användning av internet svarar för en del av förklaringskraften som annars skulle tillskrivas ”sociala medier”. För denna variabel används frågan ”Hur ofta har du under de senaste 12 månaderna använt internet?”. Svarsalternativen börjar på 1=Ingen gång och sträcker sig till 7=Dagligen. Medelvärdet är 6,2 (6=flera gånger i veckan). Standardavvikelse=1,7. N=7882.

Ålder

Variabeln för ålder består av en stigande intervallskala med respondenternas uppgivna ålder. De som besvarat enkäten är mellan 16 och 85 år gamla. Medelåldern bland respondenterna var 52,5 år. Standardavvikelse=18. N=8060.

Utbildning

Variabeln utbildning mäter utbildningsnivå på ordinalskala och utgår från frågan ”Vilken skolutbildning har du?”. Den består av en 4-gradig skala där 1=”låg utbildning”, vilket motsvarar grundskola eller lägre. 2=”medellåg” och motsvarar studier eller examen från gymnasium eller folkhögskola. 3=”medelhög” och motsvarar eftergymnasial utbildning eller studier vid högskola/universitet. 4=”hög” och innefattar examen från högskola/universitet alternativt forskarutbildning. Utbildningsvariabeln har medelvärde 2,69. Standardavvikelse=1,1. N=8060.

Kön

För att kunna använda kategorin kön i regressionsanalysen konstruerades s.k. dummy-variabler. En för ”kvinna” och en för ”man”. En sådan variabel har två värden. 0 och 1. I variabeln ”man” betyder det att 0=inte man och 1=man. När variablerna ingår i regressionsanalysen används en av dem som referenskategori och ställs därmed utanför analysen. Det innebär att värdet på den dummyvariabeln som ingår i analysen – i det här fallet ”man” motsvarar skillnaden i samband med den beroende variabeln, gentemot referenskategorin ”kvinna”.

Regressionsdiagnostik

I samband med regressionsanalyserna (se nästa kapitel) undersöktes ett antal förutsättningar för att regressionsmodellerna ska kunna anses giltiga och inte ha systematisk skevhet (eng: *bias).* Validiteten i modellen (s.15) och svarsfrekvensen (s.19) samt reliabiliteten i indexvariablerna har diskuterats (s.28). När analyserna genomfördes producerades diagram som visade ett linjärt samband mellan den beroende (Y) och de oberoende (X) variablerna. Diagrammen visade också att de oberoende variablerna var homoskedastiska. Det innebär att mönstret i deras fördelning längs regressionslinjen inte var systematiskt ojämna (Field, 2013). Multikollinearitet hos de oberoende variablerna innebär att det är en stark korrelation mellan två eller flera oberoende variabler. Detta är ett problem eftersom det blir svårt att avgöra den oberoende betydelsen av en variabel om den tycks mäta samma sak som en annan. Det kan också öka medelfelen (standard error) i b-koefficienterna vilket gör analysen mindre pålitlig (Field, 2013). Multikollinearitet kontrollerades genom att titta på VIF-värdena (Variance Inflation Factor). Om dessa är högre än 10 kan det utgöra problem. Substantiellt högre värde än 3 kan också innebära skevhet. I detta fall hade ingen variabel i modellerna VIF-värden högre än 3. Nästa kontroll är för autokorrelation. Residualerna i modellen förutsätts vara oberoende av varandra (inte korrelera) mellan två separata observationer. Om de istället autokorrelerar kan giltigheten i resultaten påverkas. Detta kontrollerades genom Durbin-Watson värdet, som ska vara mellan 1.5–2.5 (Field, 2013). Dessa värden finns presenterade i respektive regressionstabell (5 och 7).

Resultat

I detta kapitel presenteras resultatet av de statistiska analyserna. I den första delen behandlas förhållandet mellan medievanor och nyhetsanvändning. Först genom bivariat korrelationsanalys som undersöker forskningsfråga 1 (”Hur ser sambandet ut mellan medievanor och olika nyhetsanvändning?”) och därefter genom multivariat regressionsanalys för hypotes 1 (”Vana att konsumera underhållning på internet har en positiv effekt på nyhetsanvändning i sociala medier”). Den andra delen fokuserar på förhållanden mellan nyhetsanvändning och medieförtroende. Dels genom bivariat korrelationsanalys för forskningsfråga 2 (”Hur ser sambandet ut mellan medieförtroende och olika nyhetsanvändning?” samt genom multivariat regressionsanalys för hypotes 2 (”Nyhetskonsumtion i sociala medier har en negativ effekt på förtroendet för medier”).

Del 1. Medievanor och nyhetsanvändning

Korrelationsanalys

Tabell 4 visar att den typ av medievana som mäter underhållning på internet har ett högt, positivt samt signifikant korrelationsvärde med nyheter på sociala medier (r=.435), vilket är ett gott tecken med hänsyn till hypotes 1. Dessutom är korrelationen nästan lika hög med fördjupningsmedier på internet (r=.334). Lokala nyheter och public service på internet (r=.112) samt kvällstidningar på internet (r=.160) korrelerar också positivt och signifikant med att se underhållning på internet. Detta visar att de nyhetskällor som befinner sig på samma medium (Internet) samvarierar med underhållning på internet. Den jämförbara internetdimensionen (”traditionella medier playtjänst”) skiljer sig genom att inte ha lika stark samvariation med vare sig nyheter på sociala medier eller fördjupningsmedier (r=.256, r=.222). Den har istället starkare samvariation med lokaltidningar och public service (r=.281) samt kvällstidningar internet (r=.383).

Det första som bör påpekas är att den senare dimensionen ju består av SVT, TV4 och Aftonbladets respektive playtjänst. Den korrelation som denna dimension har med nyhetsanvändning via exempelvis public service (SVT) på internet eller kvällstidning (Aftonbladet) är inte bara rimlig, men förväntad. Det handlar ju om samma kanaler, bara det att den ena specificerar just nyhetsanvändning. Samvariationen mellan dessa tillför därför inte

någon meningsfull insikt. Dess inkludering är därför mer som kontroll snarare än som substantiell betydelse för analysen.

Tabell 4. Korrelation – Medievanor och Nyhetskällor

	Underhållning Internet	Underhållning TV	Public Service TV	Trad. Medier Playtjänst
Nyheter på sociala medier	.435**	.091**	–.191**	.256**
Fördjupningsmedier	.334**	–.068**	–.143**	.222**
Tv-nyheter	–.357**	.205**	.770**	.028
Lokalt & Public Service Internet	.112**	.106**	.144**	.281**
Radionyheter	–.258**	.022	.378**	.034
Kvällstidning Internet	.160**	.248**	.069**	.383**
Kvällstidning Papper	–.079*	.165**	.219**	.149**

Signifikansnivåer **. Korrelationen är signifikant på 0.01 nivån *. Korrelationen är signifikant på 0.05 nivån. Korrelationsvärde: Pearsons R. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Vad som är mer intressant är att underhållning på internet har starkare korrelation med fördjupningsmedier samt nyheter på sociala medier jämfört med den mer nyhetsinriktade dimensionen ”traditionella medier playtjänst”. Utifrån en kategorisering mellan nyhetssökare och nyhetsundvikare vore det kanske rimligt att de som konsumerar SVT, TV4 och Aftonbladet på internet är de med större preferens för nyheter bland de två dimensionerna. Därför borde de kanske ha starkare samvariation med samtliga nyhetskällor. Åtminstone med fördjupningsmedier, som inkluderar exempelvis Dagens Nyheter och Svenska Dagbladet. En möjlig förklaring är att medievana har betydelse. Om man är van att få sina dagliga nyheter via SVT, TV4 eller Aftonbladet är det möjligt att man nöjer sig med att vända sig till dessa, oavsett medium, och därmed inte aktivt söker nya nyhetskällor (Diddi & LaRose, 2006).

Vidare konstateras att samvariationen mellan nyhetskälla och annan TV-konsumtion överlag är segmenterad efter antingen traditionella medier (TV, radio, tidning) eller internet, men att det inte är fråga om några vattentäta skott, i synnerhet från det ena hållet. Trenden är att de båda TV-dimensionerna (Underhållning respektive Public service) har starkast samvariation med TV-nyheter, men även positiv, signifikant korrelation med kvällstidning på papper samt radionyheter. Men TV-dimensionerna samvarierar också med internetnyheter (lokaltidningar, public service, kvällstidning). Den nyhetskälla som underhållning på TV har starkast samvariation med är exempelvis kvällstidningar på internet.

Det finns märkbara, intressanta skillnader mellan just underhållning på TV och underhållning på internet. Det mest noterbara är de starka konstrasterna gentemot de olika nyhetskällorna för underhållning på internet. Som tidigare nämnt finns tydlig samvariation med nyheter i sociala

medier samt fördjupningsmedier. Men också tydligt negativa, signifikanta värden med nyheter på TV (r= –.357) och radio (r= –.258). För underhållning på TV saknas motsvarande, starkt positiva samvariation med någon av nyhetskällorna. Det finns inte heller någon motsvarande negativ samvariation. De som konsumerar underhållning på internet får alltså sina nyheter uteslutande på just internet. De som konsumerar underhållning på TV tar del av nyheter via olika medium, inklusive internet, även om nyhetskonsumtionen generellt tycks vara lägre än motsvarigheten på internet.

Kategorin ”Traditionella medier playtjänst” uppvisar ett liknande mönster som underhållning på internet. Skillnaden är att istället för negativa korrelationsvärden med TV, radio och papperstidning är korrelationen svag eller obefintlig. En tänkbar förklaring är att ju större internetanvändning, för såväl underhållning som nyheter, desto mindre troligt är det att användaren alls använder de traditionella medierna TV, radio och papperstidning. Stöd för detta hittas i teorin. Dels med hänsyn till användningsteorin, där fler antal tillfredsställda användningsbehov innebär att längre tid spenderas med ett medium (Van Der Wurff, 2011). Antalet sådana är fler på internet, kanske tydligast genom möjlighet till sociala interaktion på ett sätt som övriga medier saknar. Om användaren kan bli underhållen, fördriva tid, få tag på information och dessutom interagera med andra på internet saknas motiv att använda TV.

Innan en komplett övergång till internet sker är det tänkbart att det sker en tidsförskjutning då även vana bör tas i beaktning. Det invanda beteendemönstret är ihållande fram till att de dagliga rutinerna förändras (Diddi & LaRose, 2006). De tydliga negativa korrelationerna som underhållning på internet uppvisar med tv- och radionyheter jämfört med den andra internetkategorin (Trad. Medier Playtjänst) skulle kunna bero på en starkare internetvana. Som Luo et al. (2016) kom fram till är underhållningsmotiv förknippade med längre tid spenderat med digitala medier, varpå vanan snabbare kan etableras. Detta skulle kunna förklara varför kontrasterna är större jämfört med de traditionella mediernas internetbaserade plattformar. Det faktum att tv-kategorierna korrelerar positivt med nyheter på internet med inte tvärtom är också en signal på att det skulle peka mot en pågående övergång mot internetvana.

Som svar på forskningsfråga 1: *”Hur ser sambandet ut mellan medievanor och olika nyhetsanvändning?”* är slutsatsen att medievanor på internet korrelerar enbart positivt med nyhetsanvändning på internet, medan medievanor på TV korrelerar med såväl nyheter på

internet som via TV, radio och papperstidning. Genom att fler användningsbehov tillfredsställs på internet rör sig medievanorna mot internet medan användningen av traditionella medier troligtvis fortsätter att minska. Det gör sociala medier till en viktig plattform för nyheter framöver.

Regressionsanalys (Hypotes 1)

Tabellen nedan (tabell 5) presenterar resultatet av regressionsanalysen angående sambandet mellan att konsumera underhållning på internet och att ta del av nyheter på sociala medier.

Tabell 5 Effekter på "nyhetskonsumtion i sociala medier". OLS-regression.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Vana underhållning Internet (0–20)	.203*** *(.013)*	.191*** *(.014)*	.125*** *(.017)*	.130*** *(.0176)*
Internetanvändning (1–7)		.291*** *(.088)*	.183* *(.087)*	.185** *(.018)*
Nyhetsintresse (1–4)		.328** *(.104)*	.352*** *(.103)*	.325** *(.110)*
Politiskt intresse (1–4)		-.027 *(.080)*	.076 *(.081)*	.067 *(.085)*
Ålder (16–85)			–.031*** *(.004)*	–.031*** *(.005)*
Utbildning (fyrdelad)			–.015 *(.059)*	–.013 (.056)
Kön (Man)			–.398*** *(.116)*	–.403*** *(.116)*
Interaktion Underhållning vana x Nyhetsintresse				.046* *(.023)*
Underhållning vana X Politiskt intresse				.004 *(.018)*
Intercept	.982*** *(.091)*	–1.966** *(.655)*	.499 *(.706)*	2.581*** *(.508)*
R^2	19 %	20 %	26 %	26 %
N	1029	987	974	974
Durbin-Watson	1.830	1.821	1.888	2.058

Kommentarer: Signifikansnivåer: *=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001. Effekt=Ostandardiserad b-koefficient. Medelfel inom parantes (). Variabeln "kön" är en dummy-variabel där "kvinna" referenskategori. Variabelvärden inom parentes. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017). Beroende variabel "Nyhetskonsumtion i sociala medier" har skala 0–5.

Den första modellen (1) visar det linjära sambandet mellan vana att konsumera underhållning på internet och nyhetskonsumtion på sociala medier, utan kontroll för andra faktorer. Det visar en positiv, signifikant effekt där starkare vana är kopplat till mer frekvent konsumtion av nyheter på sociala medier (b=.203, p <.001). Vana att konsumera underhållning på internet mäts på skala 0–20 där 0 innebär att man aldrig konsumerar något av: *Netflix, YouTube, Viaplay* eller *”tv-serier och film”.* Maxvärdet 20 innebär att man dagligen konsumerar samtliga fyra underhållningskategorier. Den beroende variabeln (Nyheter i sociala medier) har skalan 0–5 där 5 innebär daglig konsumtion av nyheter. Utifrån b-koefficienten (.203) skulle en person som går från att aldrig till att dagligen använda t.ex. Netflix nå drygt ett stegs ökning i nyhetskonsumtionen på sociala medier. Den oberoende variabeln tycks också ha en förhållandevis hög andel förklarad varians i ”nyheter på sociala medier” (r2=19 %).

I nästa modell inkluderas tredjevariabler i analysen. Generell internetanvändning skulle kunna förklara både vana att konsumera underhållning på internet och att konsumera nyheter på sociala medier. Det vill säga att det skulle handla om ett spuriöst samband. Intresse för nyheter och intresse för politik inkluderas också i modellen. Det skulle kunna vara så att det, inom gruppen som konsumerar underhållning på internet, finns personer som också har ett intresse av att ta del av nyheter och att detta skulle förklara varför det till synes finns ett samband.

Trots att både internetanvändning (b=.291, p <.001) och nyhetsintresse (b=.328, p <.01) har signifikant effekt på nyhetskonsumtionen så har effekten för huvudsambandet knappt förändrats (från b=.203 till b=.191). Utifrån hur dessa variabler mäts får effekten från underhållning internet anses vara ganska hög i och med att den mäts på en skala med 20 steg, till skillnad från internetanvändning (1–7) eller intressevariablerna (1–4). Noterbart är att politiskt intresse inte har någon signifikant effekt på nyheter i sociala medier, trots att detta i tidigare studier haft stor betydelse för nyhetskonsumtion (Strömbäck et al., 2013). Detta tyder på att sociala medier inte följer riktigt samma logik som de mer traditionella nyhetskällorna. R^2 ökar marginellt i denna modell, med en procentenhet. Tredjevariablerna har alltså inte tillfört någon större förklaringskraft för nyheter på sociala medier. I och med denna modell kan spuriösitet, åtminstone utifrån dessa kontrollerande faktorer, uteslutas.

I nästa steg (modell 3) inkluderas demografiska kontrollvariabler (ålder, utbildning och kön). En något större minskning i effekten i huvudsambandet är det första som noteras, från b=.191

till b=.125. I synnerhet ålder förväntades ha betydelse. Som tabellen visar minskar nyhetskonsumtion på sociala medier med b=.031 för varje steg i ökad ålder. Det stämmer överens med tidigare forskning, att nyheter i sociala medier har en omvänd ålderseffekt jämfört med traditionella kanaler (Ohlsson, 2015). Utbildningsnivå har dock ingen signifikant effekt i sammanhanget och en väldigt liten negativ koefficient. Likt politiskt intresse är detta en ytterligare faktor som vanligtvis har förklaringskraft för nyhetskonsumtion. Men alltså inte i detta fall. Däremot visar det sig att män inte konsumerar nyheter på sociala medier i samma utsträckning som kvinnor (b= -.398, p <.001). R2 ökar till 26 % förklarad varians i den beroende variabeln. Det är också noterbart att effekten av nyhetsintresse ökar något vid kontroll för de demografiska faktorerna (från b=.328 till b=.352).

Slutligen inkluderas två interaktionstermer i modellen (4) för att undersöka om det finns interaktionseffekter mellan vana att konsumera underhållning på Internet och intresset för nyheter och politik. Det vill säga om effekten i huvudsambandet modereras beroende på vilket intresse man har av att konsumera nyheter. Resultatet visar att det verkar finnas en interaktionseffekt från nyhetsintresse, om än en liten sådan (b=.046, p <.05). En ökning i intresse för nyheter leder alltså till något högre nyhetskonsumtion i sociala medier. Högre intresse bör ju rimligtvis leda till högre konsumtion, även om dess påverkan i detta fall tycks vara ganska liten, vilket skulle kunna indikera att de som inte är intresserade tar del av nyheter genom slumpmässig exponering.

För att bättre tolka denna effekt görs en enkel lutningsanalys (”simple slope analysis”) med hjälp av SPSS-tillägget PROCESS (se bilaga 5) Med hjälp av detta presenteras effekten mellan underhållning internet och nyheter i sociala medier vid olika nivåer av intresse (under kontroll för internetanvändning, ålder, utbildning och kön). Analysen visar då att, även om effekten i huvudsambandet är signifikant och i förväntad, positiv riktning oavsett intressenivå, modererar de senare effekten: När intresse för nyheter och politik är ett steg under sitt medelvärde är effekten b=.099. Vid medelvärdet har den ökat till b=.130 och när intresset för nyheter och politik är ett steg över medelvärdet ökar effekten till b=.159.

Hypotes 1 utgick från att vana att konsumera underhållning på internet har en positiv effekt på nyhetsanvändning i sociala medier efter kontroll för nyhetsintresse. Utifrån redovisade resultat finner studien stöd för hypotesen. Det positiva sambandet mellan vana att konsumera underhållning på internet och att ta del av nyheter via sociala medier bestod, även efter kontroll för flera förklaringsfaktorer som tidigare visat sig påverka nyhetsanvändning.

Del 2. Medieförtroende

Korrelationsanalys

I denna del analyseras samvariationen mellan kategorier av nyhetsanvändning och förtroende för medier. Tabell 6 visar att nyheter via TV (r=.200/r=.156) samt kvällstidningarnas pappersupplagor (r=.230, r=.088) har signifikant positiv korrelation med båda dimensionerna av medieförtroende. Det vill säga, medieförtroende för journalisters trovärdighet respektive medieförtroende för redaktioners förmåga till oberoende nyhetsvärdering. TV och tidning utgör exempel på traditionella medier där samvariationen har stöd i teorin som säger att dessa typer av nyhetsmedier ofta haft stark korrelation med högt förtroende för medier (Hopmann et al., 2015).

Tabell 6. Korrelation – Medieförtroende och Nyhetskällor

	Medieförtroende: Journalister	Medieförtroende: Redaktion
Nyheter på sociala medier	–.047	–.177**
Fördjupningsmedier	–.087	–.151**
Tv-nyheter	.200**	.156**
Lokalt & Public Service Internet	.017	–.011
Radionyheter	.122**	.053
Kvällstidning Internet	.008	–.065
Kvällstidning Papper	.230**	.088*

Signifikansnivåer: **. Korrelationen är signifikant på 0.01 nivån *. Korrelationen är signifikant på 0.05 nivån. Korrelationsvärden: Pearsons R. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Mellan att använda lokala nyheter och public service på internet och medieförtroende är korrelationen låg och inte signifikant. R=.017 för medieförtroende mot journalister och r=-.011 för medieförtroende redaktion). Detsamma gäller för kvällstidningsläsning på internet (r=.008 och r= -.065). Det intressanta är att dessa kategorier av nyhetsanvändning kan betraktas som internets motsvarigheter till tv- och papperstidningskategorierna. De senare har starkast positiv korrelation med medieförtroende. Nyhetsinnehållet i dessa kanaler är troligen snarlikt oavsett medium, men korrelationen med medieförtroende skiljer sig.

Innehållet i dessa nyhetsmedier, oavsett medium skulle kunna kategoriseras som s.k. mainstream information, vilket är förknippat med högre förtroende för medier (Tsfati & Ariely, 2014). Samtidigt är kvällstidningar också förknippat med mjuka nyheter (t.ex. sensationsjournalistik), vilket kan leda till lägre förtroende (Ladd, 2012). Men tidigare forskning visar att nyheter på internet generellt är förknippat med lägre förtroende för medier (Tsfati & Ariely, 2014). Det är möjligt att de som tar del av dessa nyhetskanaler på internet oftare också tar del av andra källor när de befinner sig där. Detta kan förklara varför den signifikanta, positiva samvariationen med medieförtroende försvinner. Vilket medium som används har alltså betydelse för förtroendet.

Det betyder dock inte att det nödvändigtvis finns en negativ korrelation mellan internetmedier och förtroendet. Nyheter på sociala medier och fördjupningsmedier är de enda kategorierna som har negativ korrelation (r= -.047 och r= -.087) med medieförtroende för journalister. Värdena är dock låga och inte signifikanta. En första notering är att det alltså saknas signifikant korrelation mellan sociala medier och den ena dimensionen av medieförtroende vilket är en indikator på att hypotes 2, åtminstone delvis, kan komma att avfärdas då två variabler som inte korrelerar troligen inte har något signifikant linjärt samband.

Men för den andra dimensionen som kallas för ”medieförtroende redaktioner” är samvariationen för såväl sociala medier som fördjupningsmedier negativ (r= -.177 och r= -.151) och signifikant ($p < 0.01$). Det faktum att det, bland internetmedierna, är sociala medier och fördjupningsmedier som har en negativ samvariation gentemot medieförtroende stämmer in med teorin. Nämligen till vilken grad man exponeras för icke-mainstream information (Tsfati & Ariely, 2014). Nyhetsläsning på sociala medier innebär helt enkelt större exponering för ofiltrerat innehåll som på olika sätt kritiserar eller på andra sätt påverkar förtroendet för medier negativt (Ceron, 2015).

Kategorin fördjupningsmedier består förvisso av Dagens Nyheter och Svenska Dagbladet, som får betraktas som mainstream i sammanhanget. Men kategorin inkluderar också ”utländsk nyhetskälla” samt ”annan nyhetskälla”. Det handlar om användare som aktivt söker nyheter via många olika källor. Därför är det också mer troligt att dessa mer aktiva nyhetssökare kommer att ta del av innehåll som argumenterar emot, samt kritiserar de traditionella medierna (Tsfati & Ariely, 2014).

För att då besvara forskningsfråga 2: Hur ser sambandet ut mellan medieförtroende och olika nyhetsanvändning? Svaret blir att nyheter via etablerade källor på TV, radio och papperstidning samvarierar positivt med förtroende för medier. Nyheter via internetkällor å sin sida har antingen en negativ eller obefintlig korrelation med medieförtroende. För nyheter på internet via källor som kan kategoriseras som mainstream i sitt innehåll saknas samvariation. För nyhetsanvändning som inkluderar fler alternativa källor, inklusive sociala medier och därmed ökad exponering för icke-mainstream information, är korrelationen negativ, men bara signifikant gentemot medieförtroende för redaktioner.

Det tycks slutligen som att finns en skillnad mellan de två dimensionerna av medieförtroende som gör att korrelationen med sociala medier skiljer sig. Men innan detta analyseras vidare genomförs regressionsanalysen för hypotes 2. Båda dimensionerna för medieförtroende kommer att undersökas trots att den ena saknade signifikant korrelation. Anledningen är dels att det alltjämt, som förväntat, fanns en negativ samvariation, och dels då det är intressant att kontrollera effekten när andra variabler ingår i modellen.

Regressionsanalys (Hypotes 2)

För att testa hypotes 2 gjordes först bivariata regressionsanalyser mellan oberoende variabeln ”nyheter i sociala medier” och respektive beroende variabel (”medieförtroende journalist” och ”medieförtroende redaktion”). De visade på 1) ett samband men ej signifikant, i förväntad, negativ riktning mellan nyheter i sociala medier och medieförtroende journalister (b= –.064, se=.062) och 2) ett signifikant samband i förväntad, negativ riktning för medieförtroende redaktion (b= –.175, se=.039, p <.001).

Detta indikerar att det, som hypotesen (H2) föreslår, skulle finnas en negativ effekt gentemot medieförtroende från att ta del av nyheter på sociala medier, även om den bara är signifikant i det ena fallet. Det tycks som att sociala medier främst hör ihop med misstro mot mediers förmåga att inte låta nyhetsinnehåll styras av ekonomiska eller politiska faktorer, eller för hot. Sambanden analyseras vidare genom att inkludera tredjevariabler (tabell 7). Trots avsaknad av signifikant effekt analyseras även den första beroende variabeln vidare (medieförtroende journalister) för att undersöka om inkludering av andra faktorer påverkar sambandet.

Tabell 7 Effekter på "Medieförtroende". OLS-regression.

	Medieförtroende Journalist (0-15)		Medieförtroende Redaktion (0-9)	
	Model 1	**Model 2**	**Model 3**	**Model 4**
Nyheter i sociala medier (0-5)	–.043 *(.073)*	.023 *(.078)*	–.124** *(.048)*	–.122** *(.013)*
Internetanvändning (1-7)	–.054 *(.152)*	–.109 *(.144)*	.109 *(.094)*	.108 *(.112)*
Nyhetsintresse (1–4)	.955*** *(.251)*	.820** *(.260)*	.068 *(.158)*	–.072 *(.185)*
Politiskt intresse (1–4)	–.336 *(.203)*	-.330 *(.197)*	-.064 *(.129)*	–.057 *(.130)*
Ålder (16–85)	.013 *(.009)*	.012 *(.009)*	.016** *(.006)*	.016** *(.006)*
Utbildning (fyrdelad)	–.016 *(.141)*	–.006 *(.139)*	.098 *(.088)*	.095 *(.089)*
Kön (Man)	–.910*** *(.268)*	–.960*** *(.267)*	-.070 *(.172)*	–.057 *(.172)*
Interaktion: Nyheter sociala medier x Nyhetsintresse		–.324** *(.130)*		.055 *(.079)*
Nyheter sociala medier x Politiskt intresse		–.099 *(.090)*		–.051 *(.060)*
Intercept	4.567***(1.358)	7.373*** *(1.24)*	3.083*** *(.843)*	2.851*** *(.835)*
R2	7 %	9 %	4 %	5 %
N	449	449	595	595
Durbin-Watson	1.839	1.841	1.949	1.946

Kommentarer: Signifikansnivåer: *=p<0.05, **=p<0.01, ***=p<0.001. Effekt=Ostandardiserad b-koefficient. Medelfel inom parantes (). Variabeln "kön" är en dummy-variabel där "kvinna" referenskategori. Variabelvärden inom parantes. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Modell 1 visar att sambandet mellan nyheter i sociala medier och förtroende för journalister är fortsatt ej signifikant efter att kontrollvariabler inkluderats. Denna dimension är snarlik Meyers (1988) index som mätte trovärdighet. Hur trovärdig mediers rapportering är utifrån hur väl journalister beskriver ett ämne, hur rättvisa och respektfulla de är och till vilken grad de är opartiska i sin beskrivning. Mellan nyheter i sociala medier och medieförtroende (journalister) återstår en liten negativ effekt men fortsatt ej signifikant (b= –.043). Bland kontrollvariablerna visar det sig att nyhetsintresse har en signifikant effekt på den beroende

variabeln. Ett stegs ökning i intresse väntas leda till nästan ett stegs ökning (b=.955, p <.001) i förtroende för journalister. Detta hänger troligtvis ihop med högre generell nyhetskonsumtion via etablerade medier bland nyhetsintresserade, vilket förknippats med högre förtroende. Det faktum att koefficienten för nyheter i sociala medier ändå har en fortsatt negativ lutning indikerar att effekten från denna åtminstone inte är positiv för förtroendet. Nyhetsintressets samband med medieförtroendet i detta fall hänger rimligtvis ihop med konsumtion av andra nyhetsmedier.

Vidare så pekar b-koefficienten för politiskt intresse i stället i negativ riktning, dock ej signifikant (b= –.336). Den negativa lutningen mellan politiskt intresse och medieförtroende skiljer sig från exempelvis Tsfati & Ariely (2014) vars resultat var det motsatta. Ålder och utbildning har en närmast obefintlig effekt med koefficienter nära 0 och ej signifikanta. Medieförtroendet för män är nästan ett steg lägre jämfört med kvinnor (b= –.910, p <.001). Sedan tidigare visade det sig ju att män också konsumerade nyheter (sociala medier) i lägre utsträckning än kvinnor. Män anser alltså svenska medier vara mindre trovärdiga än vad kvinnor gör.

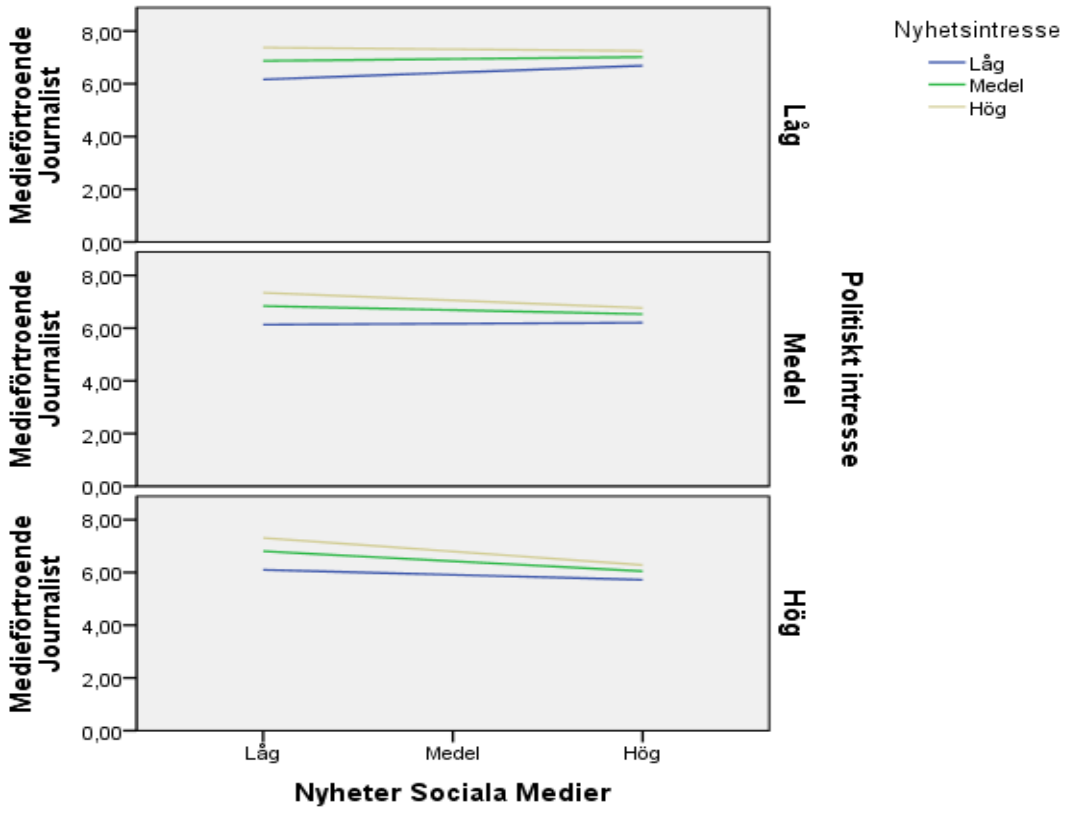
Det intressanta för sambandet sker i modell 2 då interaktionstermer för nyhets- och politiskt intresse inkluderas. Det finns en signifikant (p <.01) interaktionseffekt gentemot den beroende variabeln mellan nyhetsintresse och sociala medier för nyheter. Det tycks som att sociala medier för nyheter trots allt har ett samband men att det modereras av intresse för nyheter. R2-värdet i denna modell ger en förklarad andel varians i den beroende variabeln på 9 %. Mycket av orsakerna bakom medieförtroende förklaras därför troligtvis av ytterligare faktorer som inte ingår i modellen.

Nyhetsintresse hade på egen hand en positiv effekt på medieförtroendet. Men i interaktionen mellan nyhetsintresse och nyhetskonsumtion i sociala medier blir effekten i stället negativ, vilket trots allt pekar på att hypotes 1 stöds även i detta fall, även om effekten beror på användarnas nyhetsintresse. Som tidigare så analyseras den modererande effekten med en enkel lutningsanalys (för detaljer se bilaga 6). Denna visar dels att nyhetsintresse modererar sambanden. Men huruvida det finns ett signifikant p-värde för effekten tycks även bero på värdet i politiskt intresse. När nyhetsintresset är under medelvärdet samtidigt som politiskt intresse är på medelvärdet är effekten mellan sociala medier och medieförtroende positiv men ej signifikant (b=.160). När både nyhetsintresset och politiskt intresse är lågt är effekten

positiv och signifikant på 95 procent-nivån (b=.230, p <.05). När intressevariablerna befinner sig på medelvärde eller över sker en förändring till negativ koefficient för huvudsambandet. När nyhetsintresset är högt är det en negativ effekt med 90 procents sannolikhet (b= –.163). Och när både nyhetsintresse och politiskt intresse är högt är det en negativ signifikant effekt på medieförtroende från sociala medier med 95 procents sannolikhet (b= –.234, p <.05).

Resultaten visar alltså att sambandet mellan sociala medier och medieförtroende är positivt för de som har lägre intresse för politik och nyheter, men negativt för de som är mer intresserade än genomsnittet. Trovärdigheten hos medier är lägre hos de allra mest insatta som samtidigt läser nyheter på sociala medier. Tsfati & Ariely (2014) fann politiskt intresse som positivt förknippat med medieförtroende och de diskuterade det eventuellt bekymmersamma att det är de med lågt intresse som har lägre förtroende. Men i detta fall är effekten från intresse alltså den motsatta, där de som involverar sig politiskt också har lägre förtroende. Nedanstående graf (figur 2) illustrerar hur effekten på medieförtroende är svagt positiv vid lågt intresse för nyheter och politik, men negativ vid högre intresse.

Figur 2. Linjediagram över effektförändring mellan sociala medier och medieförtroende beroende på nyhets- och politiskt intresse.



I modell 3 och 4 analyseras den andra beroende variabeln för medieförtroende som mäter en dimension av förtroende mot nyhetsredaktionen och nyhetsvärderingen. B-koefficienten för nyheter i sociala medier har minskat något när kontrollvariabler inkluderats. Från b= –.175 till b= –.124. Effekten är signifikant men inte särskilt stor. Det innebär alltså att maxvärdet 5 i den oberoende variabeln (daglig nyhetskonsumtion i sociala medier) har en negativ effekt på r= –0,62. Med andra ord drygt ett halvt stegs negativ förändring i medieförtroende (som är på skala 0–9). R2-värdet på 4 procent (modell 3) är en annan indikation på att det mesta av variansen i medieförtroende förklaras av andra faktorer än de som presenteras i modellen.

Ålder har en signifikant effekt, dock en väldigt liten sådan. Ökad ålder är förknippat med högre förtroende, där ett års ökning i ålder är kopplat till en ökning på mindre än 2 procent av ett steg i förtroende. Det finns fortsatt ingen effekt från utbildningsnivå att tala om. Men lutningen är svagt positiv till skillnad från modell 1 och 2 där den var svagt negativ.

Till skillnad från förtroendet för journalister är lutningen på nyhetsintresse denna gång negativ men ej signifikant. Något anmärkningsvärt är också avsaknaden av effekt från kön i detta fall med tanke på att den var så pass tydlig i förhållande till att förtroendet för journalister. Förtroendet för redaktioner skiljer sig inte mellan män och kvinnor. Tidigare visade sig kvinnor mer frekvent ta del av nyheter i sociala medier (tabell 5), vilket tyder på högre nyhetsintresse. Kvinnor hade också högre förtroende för journalister. Teoretiskt är det rimligt att högre nyhetsintresse, högre nyhetskonsumtion och högre förtroende hänger ihop. Men i fallet förtroende för redaktioner tycks dessa faktorer spela mindre roll, vilket skulle förklara varför könsskillnader inte längre är signifikanta. En möjlighet är att innehåll som hänger ihop med förtroende för redaktioner är sådant som sprids slumpmässigt i sociala medier (läs mjuka nyheter) och därför inte är lika beroende av nyhetsintresset.

Modell 4 indikerar också att när det gäller redaktionsdimensionen av medieförtroende saknas signifikant interaktionseffekt från intresse för nyheter respektive politik (till skillnad från journalistdimensionen). För nyhetsintresse är effekten dessutom svagt positiv (b=.055) jämfört med negativ i modell 2 (b= –.324). För politiskt intresse är effekten likartad men negativ (b= –.051). En analys av modereringseffekten utförs ändå för att få en mer detaljerad bild av intressevariablernas eventuella påverkan (bilaga 7).

Det visar sig att den negativa lutningen är konstant oberoende av hur intresserad man är av nyheter eller politik. Men politiskt intresse tycks trots detta ha betydelse i sammanhanget. När politiskt intresse är lågt blir effekten mellan oberoende och beroende variabel ej signifikant. Detta gäller trots högt nyhetsintresse. Effekten blir dessutom starkare ju lägre nyhetsintresset är, förutsatt att politiskt intresse är högt. Det tycks därför som att politiskt intresse modererar styrkan på det negativa sambandet mellan sociala medier för nyheter och medieförtroende redaktion, medan betydelsen av nyhetsintresse är lägre i detta fall.

Sammanfattningsvis konstateras att resultaten innebär delvis stöd för hypotesen att medieförtroende påverkas negativt av nyheter i sociala medier. Dimensionen ”medieförtroende redaktioner”, mätte förtroende för medier utifrån huruvida urval och publicering av nyheter påverkas från externa faktorer *(ekonomi, politik, hot).* Nyheter i sociala medier hade ett negativt, signifikant samband med denna kategori, vilket ger stöd åt hypotesen. Den andra dimensionen fångar förtroende för svenska journalisters trovärdighet och förmåga att vara rättvisa i sin granskning, ge utrymme till mångfald av åsikter samt respektera privatliv. Här fanns dock inget signifikant samband med nyhetskonsumtion i sociala medier, även om effekten var svagt negativ.

Men bilden kompliceras ytterligare genom att en interaktionseffekt identifierades mellan intresse för nyheter och nyheter i sociala medier. Intresse för nyheter tillsammans med intresse för politik hade en modererande effekt på sambandet. Högt intresse för nyheter och politik i kombination med sociala medier för nyheter ger en signifikant negativ effekt även på förtroendet för journalister. När intresset var lågt fanns också en signifikant positiv effekt. Förändringen i förtroende är alltså negativ eller positiv beroende på huruvida personen är intresserad av nyheter. Intresset för politik modererande till en viss grad även effekten på förtroendet för redaktioner. Utifrån dessa resultat är personer med högt intresse för nyheter och politik i kombination med frekvent konsumtion av nyheter i sociala medier något som är förknippat med lägre förtroende för svenska medier. Användningsteorin är därmed applicerbar genom att användarna tillfredsställer ett informationsbehov utifrån intresse, vilket troligtvis har betydelse för uppmärksamheten som ägnas åt de nyheter som dyker upp i sociala medier.

Diskussion

Nyheter på sociala medier som motkraft till kunskapsgap

Tidigare forskning har diskuterat det potentiellt växande gapet mellan de som söker och de som undviker nyheter och politisk information som ett resultat av den tillgång till medier utifrån personliga preferenser som definierar dagens medielandskap. Detta leder till att de som exempelvis har en preferens för underhållning men inte nyheter undviker det senare vilket gör att den politiska kunskapsnivån blir lidande, vilket inte gagnar demokratin.

En av slutsatserna i denna studie var att vana att konsumera underhållning på internet har en positiv effekt på att ta del av nyheter på sociala medier. En effekt som återstod efter kontroll för huruvida användarna ens är intresserade av att ta del av nyheter och politisk information. Detta visar hur sociala medier utgör en plats där publiken exponeras för nyheter oberoende av personliga preferenser vilket gör att även ”nyhetsundvikare” i teorin kan ta del av viktig samhällsinformation. En jämförelse mellan vana att konsumera underhållning på TV respektive på internet visade att den senare hade starkare samvariation med nyheter på sociala medier. Men dessutom med dimensionen fördjupningsmedier och starkare än vad tv-dimensionen hade med någon nyhetskälla över huvud taget. Detta skulle också kunna tolkas som ett tecken på att internet och sociala medier leder till större nyhetsexponering även för de med preferenser för underhållning.

Studien jämförde också olika dimensioner av medievanor kopplat till kanaler för rörlig bild på internet respektive TV med olika nyhetsmedier. En slutsats var att internetvanor korrelerar med nyhetsmedier på internet, medan tv-vanor korrelerar med nyheter på såväl internet som TV, radio och papperstidning. En teoretisk förklaring var att internet tillfredsställer fler psykologiska behov utifrån användningsteorin, genom information, förströelse och social interaktion, vilket gör att längre tid kommer att spenderas med detta medium. Det är rimligen så att fler etablerar en vana att se rörlig bild på internet i stället för på TV. Ihop med det faktum att det fanns ett samband mellan medievana och nyheter på sociala medier är det troligt att sociala mediers funktion som betydande nyhetsplattform kommer att vara något att förhålla sig till framöver.

Sociala medier presenterar här en möjlighet att agera nyhetsförmedlare på ett sätt som gör att ett gap mellan grupper i nyhetskonsumtion inte behöver bli lika bekymmersamt för demokratin trots alla valmöjligheter och individuella preferenser.

Misstro mot medier – positivt eller negativt för demokratin?

Samtidigt har denna studie kunnat visa hur mindre eftertraktade effekter kan följa med sociala medier som nyhetsmedium. Analysen visade att nyheter i sociala medier kan ha negativ effekt på det generella förtroendet för svenska medier. Förtroendet för medier är korrelerat med förtroende för politik och samhällsinstitutioner. Lågt förtroende för medierna minskar deras möjlighet att informera och ge publiken en oberoende bild av samhällshändelser vilket kan leda till större polarisering i samhället, då människor vänder sig till alternativa, partipolitiska nyhetskällor.

Förtroendet för medier mättes genom två dimensioner. Den ena fokuserade på journalister och deras trovärdighet i sin rapportering. Den andra fokuserade på det redaktionella, och hur externa faktorer (ekonomiska, politiska men även hot) kan påverka oberoende publicering och värdering av nyheter. Nyheter i sociala medier hade endast en signifikant negativ effekt på den senare. Hur kommer det sig att just den senare dimensionen hade ett negativt samband med sociala medier? Uppfattningen att mediers nyhetsvärdering är gjord på ekonomiska och partipolitiska grunder eller att det påverkas av hot kan förklaras med sociala mediers speciella dynamik. Det skulle kunna vara så att de mjuka, klickvänliga nyheterna är fler på sociala medier eftersom dessa lättare får uppmärksamhet och sprids. Medierna hamnar i en ond cirkel då de publicerar sådant som ger klick och annonsintäkter eftersom det fångar användarnas uppmärksamhet, samtidigt som denna typ av innehåll också utarmar förtroendet (Ladd, 2012). Publiken upplever i större grad att innehållet är skrivet för att locka till läsning, av ekonomiska skäl, snarare än att det är en seriös nyhet.

På sociala medier sprids också lättare innehåll med en politisk prägel genom alternativa nyhetskällor, och publiken upplever då att nyheter har ett visst politiskt perspektiv. Politiskt intresse hade ju större betydelse som moderator för denna dimension. Det är rimligtvis så att de med högst intresse har en tydligare politisk tillhörighet, och även i högre grad är uppmärksamma på vad de anser vara politiserat innehåll. Detta kan i förlängningen leda till att media som institution upplevs som politiskt vinklad, då det sker en så kallad ”fientlig media-effekt” (Arceneaux et al., 2012). Eftersom det saknas ett naturligt filter för vad som

skrivs (Ceron, 2015) kombinerat med möjligheten för vem som helst att uttrycka sig är det inte heller konstigt att graden av hot upplevs som större.

Den interaktionseffekt mellan nyheter på sociala medier och intresse för nyheter respektive politik som identifierades gjorde att den negativa effekten blev signifikant även för förtroendet för journalister. De som genom nyheter i sociala medier har ett negativt samband med förtroendet är alltså de med störst intresse för nyheter. Även här är det troligt att intressenivån har betydelse för hur uppmärksam användaren är. I detta fall på om journalisters texter är trovärdiga. Detta skulle kunna vara exempel på hur medievanor och användningsteori kompletterar varandra, där vana och sociala medier kan leda till nyhetsexponering. Men att behovet av att tillfredsställa intresset amplifierar effekten då dessa användare kommer att vara mer uppmärksamma, och ha högre förförståelse i ämnet.

Är det då enbart bekymmersamt om förtroendet för medier blir lägre? En kritisk, reflekterande publik kan ju faktiskt vara positivt. Ett perspektiv på ökad misstro mot media är att det skulle vara en hälsosam skepticism. Det motargument Tsfati & Ariely (2014) har är att det i deras studie var det de med lågt politiskt intresse som saknade förtroende, medan förtroendet var högre hos de som är intressemässigt engagerade. Men resultaten i denna studie visade att politiskt intresse (och även nyhetsintresse) snarare var något som ökade den negativa effekten på förtroendet när detta interagerade med nyhetskonsumtion på sociala medier. Oron är ju att misstro ska leda till apati och ovilja att engagera sig eller delta i den demokratiska processen. Men om intresset är högt borde detta inte nödvändigtvis vara bekymmersamt. En apatisk publik, som via misstro till medier och samhällsinstitutioner slutar att bry sig vore ett problem. Men Diehl et al. (2016) fann att nyheter genom sociala medier kan leda till att personer som inte använder sociala medier för politik och nyheter omprövar sina politiska åsikter. Denna omprövning innebär ju att människor reflekterar över det politiska läget, vilket rimligtvis är positivt för samhället och demokratin.

Samtidigt är det komplicerat. Om fler tar ställning politiskt är det ännu viktigare med nyhetsmedier som upplevs trovärdiga och oberoende och kan bistå med fakta som inte kommer från politiskt vinklade nyhetskällor. Men medierna tycks fångade i den onda cirkeln av att tvingas jaga annonsintäkter med engagerande, mjuka nyheter eller opinionstexter. På detta sätt kan de på kort sikt överleva ekonomiskt. Men på längre sikt lär ett utarmande av förtroendet bli svårt att reparera, och spelplanen lämnas öppen åt andra aktörer.

Studiens begränsningar

En begränsning i undersökningen är skalnivån på några av de variabler som används. I synnerhet variablerna nyhetsintresse och politiskt intresse, med bara fyra skalsteg (1–4) vilket är i minsta laget för linjär regressionsanalys. Medelvärdet var också högt (3,4 respektive 2,7). De flesta uppger att de är ”ganska intresserade”. Med en längre skala hade ett större omfång av nivå på intresse kunnat mätas, vilket hade kunnat ge mer tyngd åt de intressanta resultat som trots allt hittades. Detsamma gäller variabeln ”nyheter i sociala medier” där maxvärdet är ”daglig användning”. Här hade det kunnat ge ytterligare insikt genom mer detaljerade svar, t.ex. antal timmar per dag. Samtidigt bygger det på en självuppskattning av respondenten och inte något som faktiskt har observerats, vilket alltid är en begränsning med studier som bygger på enkätmaterial.

En annan aspekt är typen av enkätstudie. Detta är en tvärsnittsstudie som mäter svarsdata som tagits vid ett tillfälle. Sedan förändringen inte mäts i flera omgångar, över tid, som vid en longitudinell studie, är det svårt att med säkerhet hävda kausalitet i orsakssambanden, eller ens i vilken riktning de börjar. Det går inte att utesluta att det skulle kunna vara så att det är just för att förtroendet för etablerade medier är lägre som en person väljer att söka sig till sociala medier för att få nyheter, det vill säga att orsakssambandet är omvänt. Tidigare nämndes hur svarsfrekvensen för SOM-undersökningen inte var helt balanserad i fråga om ålder, med en låg svarsfrekvens bland yngre. Generaliserbarheten för resultaten skulle vara högre om undersökningen upprepades med en jämnare åldersfördelning.

Slumpmässig exponering av nyheter används som en teoretisk förklaring till hur användare med varierande preferenser kommer i kontakt med nyheter på sociala medier. Men det går inte att säga med säkerhet att sådant är fallet. Men genom att ha kontrollerat för andra, rivaliserande förklaringar är det alltjämt en rimlig teoretisk förklaring som inte motbevisats.

Framtida forskning

Teorikapitlet tar upp kopplingen mellan förtroende för medier och politiskt förtroende, men också hur det i sin tur samverkar med politisk kunskap och deltagande. Dessa koncept behandlas ofta inom medieforskningen, och är relevanta för framtida forskning även i detta fall. Den grupp som utifrån vana att konsumera underhållning på internet också tar del av nyheter på sociala medier. I vilken utsträckning erhåller de kunskap eller ökat engagemang? Och detsamma gäller för den negativa effekt på medieförtroende som undersöks i denna

studie. Beroende på hur sambandet mellan medieförtroende, politiskt förtroende, kunskap och deltagande ter sig kan förståelsen för sociala medier som nyhetsmedium öka. Leder det till en ökad desillusion bland medborgare eller ökat engagemang? Eller kanske både och?

Framtida, kvalitativa analyser av nyhetsinnehåll på sociala medier skulle kunna användas ihop med de två dimensionerna av medieförtroende som används i denna studie för att ge en mer detaljerad bild av karaktärsdragen i olika innehåll. Vad är det specifikt som upplevs som påverkat av ekonomiska eller politiska faktorer? Och vad kännetecknar innehåll som påverkar trovärdigheten hos medierna? Till sist, och kanske viktigast, är att undersöka hur innehållet samspelar med sociala interaktioner. Det är den dimension som verkligen särskiljer sociala medier. Innehållet i en nyhet i användarens flöde är en sak. Men vad som utspelar sig i kommentarsfältet därunder är antagligen av lika stor betydelse för hur attityder formas.

Referenser

Aneshensel, Carol (2013) *Theory-Based Data Analysis for the Social Sciences.* London: Sage Publications Ltd

Arceneaux, Kevin., Johnson, Martin & Murphy, Chad (2012) *"Polarized Political Communication, Oppositional Media Hostility, and Selective Exposure."* The Journal of Politics, Vol. 74, No. 1 (Jan., 2012), pp. 174-186.

Bode, Leticia (2016). "*Political News in the News Feed: Learning Politics from Social Media*." Mass Communication and Society, 19:1, 24-48

Ceron, Andrea (2015). "*Internet, News, and Political Trust: The Difference Between Social Media and Online Media Outlets."* Journal of Computer-Mediated Communication 20 (2015) 487–503

Dagens Nyheter (2016-06-14). "Sociala medier tar över nyhetsflödet" DN Kultur. http://www.dn.se/kultur-noje/sociala-medier-tar-over-nyhetsflodet/ (hämtad 2017-05-03)

Diddi, Arvind & LaRose, Robert (2006) *"Getting Hooked on News: Uses and Gratifications and the Formation of News Habits Among College Students in an Internet Environment."* Journal of Broadcasting & Electronic Media 50 (2), 2006, pp. 193-210.

Diehl, Trevor., Weeks, Brian E & Gil de Zúñiga, Gil (2016). "*Political persuasion on social media: Tracing direct and indirect effects of news use and social interaction."* new media & society, Vol. 18(9) 1875–1895

Esaiasson, Peter; Gilljam, Mikael; Oscarsson, Henrik; Wängnerud, Lena (2012), "*Metodpraktikan - Konsten att studera samhälle, individ och marknad",* Norstedts Juridik AB, Stockholm

Field, Andy (2013) *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*. London: Sage Publications Ltd (916 pages) (4th edition)

Hopmann, David Nicolas., Shehata, Adam & Strömbäck, Jesper (2015) "*Contagious Media Effects: How Media Use and Exposure to Game-Framed News Influence Media Trust"* Mass Communication and Society, 18:776–798.

Göteborgs universitet, SOM-institutet. (2017). "*Riks-SOM 2015*." Version 1.0. https://doi.org/10.5878/002880

Katz, Elihu., Blumler, Jay G & Gurevitch, Michael. (1974)" Uses *and Gratifications Research"* The Public Opinion Quarterly, Vol. 37, No. 4 (Winter, 1973-1974), pp. 509-523.

Kim, Yonghwan., Chen, Hsuan-Ting & Homero, Gil de Zúñiga (2013)" Stumbling *upon news on the Internet: Effects of incidental news exposure and relative entertainment use on political engagement".* Computers in Human Behavior 29 (2013) 2607–2614

Ladd, Jonathan M. (2012) "*Why Americans Hate the Media and How It Matters."* Princeton, NJ: Princeton University Press. 2012. 282 pp.

LaRose, Robert & Easton, Matthew S. (2004) *"A Social Cognitive Theory of Internet Uses and Gratifications: Toward a New Model of Media Attendance*." Journal of Broadcasting & Electronic Media 48 (3), pp. 358-377

Li, Xueqing & Chan, Michael (2017). "*Comparing social media use, discussion, political trust and political engagement among university students in China and Hong Kong: an application of the O-S-R-O-R model."* Asian Journal of Communication, 27:1, 65-81.

Luo, Margaret Meiling., Chea, Sophea & Bui, Tung X. (2016) "*Post-Adoption Behavior of Digital Media: The Merge of U&G Theory and Affect Event Theory".* PACIS 2016 Proceedings. Paper 256.

Messing, S & Westwood, SJ (2014). ” Selective *exposure in the age of social media: endorsements trump partisan source affiliation when selecting news online.* Communication Research 41(8): 1042-1063.

Meyer, P. (1988). *“Defining and measuring credibility of newspapers: Developing an index.”* Journalism Quarterly, 65(3), 567–588.

Nordicom-Sverige (2016) ”*Mediebarometern 2015”.* Nordicom: Göteborgs universitet

Ohlsson, Jonas (2015) *”Nyhetskonsumtionens mekanismer*” i Annika Bergström, Bengt Johansson, Henrik Oscarsson & Maria Oskarson (red) Fragment. Göteborgs universitet: SOM-institutet.

Papacharissi, Zizi & Rubin, Alan M. (2000). “*Predictors of Internet usage.”* Journal of Broadcasting & Electronic Media, 44, 175-196.

Piedmont, Ralph L. (2014*) “Inter-item Correlations”* I A.C. Michalos (ed.), Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research, DOI 10.1007/978-94-007-0753-5

Prior, Markus (2005) *“News vs. Entertainment: How Increasing Media Choice Widens Gaps in Political Knowledge and Turnout.”* American Journal of Political Science, Vol. 49, No. 3 (Jul., 2005), pp. 577-592.

Rubin, Alan M. (1984)” Ritualized *and Instrumental Television Viewing”.* Journal of Communication, Volume 34, Issue 3. Pages 67–77

Strömbäck, Jesper (2015). ”*Demokratin och det förändrade medielandskapet. Mot ökade kunskapsklyftor och deltagandeklyftor?” i ”*Låt fler forma framtiden! Forskarantologi.” SOU 2015:96. Wolters Kluwer: Stockholm.

Strömbäck, Jesper., Djerf-Pierre, Monika & Shehata, Adam (2013) *“The Dynamics of Political Interest and News Media Consumption: A Longitudinal Perspective.”* International Journal of Public Opinion Research Vol. 25 No. 4 2013

Strömbäck, Jesper., Djerf-Pierre, Monika & Shehata, Adam (2016)” A *Question of Time? A Longitudinal Analysis of the Relationship between News Media Consumption and Political Trust”* The International Journal of Press/Politics 2016, Vol. 21(1) 88 –110.

Tsfati, Yariv & Ariely, Gal, (2014) *“Individual and Contextual Correlates of Trust in Media Across 44 Countries”* Communication Research 2014, Vol. 41(6) 760-782.

Turcotte, Jason., York, Chance., Irving, Jacob., Scholl, Rosanne M., Pingree, Raymond J. (2015) “*News Recommendations from Social Media Opinion Leaders: Effects on Media Trust and Information Seeking”.* Journal of Computer-Mediated Communication 20. 520-535.

Valeriani, Augusto & Vaccari, Cristian (2016) “*Accidental exposure to politics on social media as online participation equalizer in Germany, Italy, and the United Kingdom.”* New Media & Society, 2016, Vol: 18(9)1857-1874.

Van Der Wurff, Richard (2011) *“Are News Media Substitutes? Gratifications, Contents, and Uses.”* Journal of Media Economics, 24:3, 139-157.

Vernersdotter, Frida (2016) Den nationella SOM-undersökningen 2015 i Jonas Ohlsson, Henrik Oscarsson & Maria Solevid (red) Ekvilibrium. Göteborgs universitet: SOM-institutet.

Whiting, Anita & Williams, David (2013) *“Why people use social media: A uses and gratifications approach. “Qualitative* Market Research 16 (4) June 2013.

Williams, Ann E. (2012) *"Trust or Bust?: Questioning the Relationship Between Media Trust and News Attention",* Journal of Broadcasting & Electronic Media, 56:1, 116-131

Yamamoto, Masahiro., Kushin, James Matthew., Dalisay, Francis (2017). "*Social Media and Political Disengagement Among Young Adults: A Moderated Mediation Model of Cynicism, Efficacy, and Social Media Use on Apathy.* Mass Communication and Society, 20:2, 149-168.

Bilagor

Bilaga 1. PCA-analys. Medievanor TV och Internet.

Komponent	1	2	3
SVT1			.906
SVT2			.882
TV3		.887	
TV4		.611	.525
Kanal 5		.908	
TV6		.789	
SVT Play	.709		.333
TV4 Play	.712		
Viaplay	.591		
Netflix	.597		-.344
Youtube	.575		-.363
Aftonbladet TV	.434		
Film/TV på Internet	.724		
Eigenvalue	3.186	3.065	1.764
% av varians	24.5%	23.5%	13.6%

Extraction Method: Principal Component Analysis (PCA). Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Bilaga 2. PCA-analys. Medievanor Internet.

Komponent	1	2
SVT Play		.714
TV4 Play		.748
Viaplay	.676	
Netflix	.835	
Youtube	.586	
Aftonbladet TV		.705
Film/TV på Internet	.773	
Eigenvalue	2.818	1.126
% av varians	40%	16%

Extraction Method: Principal Component Analysis (PCA). Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Bilaga 3. PCA-analys. Nyhetsmedier.

Komponent	1	2	3	4	5	6
Lokala nyheter SR	.349			.736		
Ekot SR				.791		
P3 Nyheter				.708		
SVT-nyheter	.902					
Regionala nyheter SVT	.902					
TV4 Nyheter	.625					
Aftonbladet Papper						.837
Aftonbladet Internet					.803	
Expressen/GT Papper						.845
Expressen/GT Internet					.703	
DN Internet		.803				
SvD Internet		.812				
Lokaltidning Internet			.572		.403	
Annan lokal nyhetssajt			.563			
Sveriges Radio Internet			.745	.300		
SVT Internet			.755			
Utländsk tjänst Internet		.652				
Annan Nyhetstjänst		.516				
Sociala Medier	-.307		.301		.409	
Eigenvärde:	3.580	3.115	1.746	1.238	1.184	1.074
% förklarad varians	19 %	16 %	9 %	7 %	6 %	6 %

Extraction Method: Principal Component Analysis (PCA). Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Bilaga 4. PCA-analys. Påståenden om svenska medier.

Komponent	1	2
”Är skickliga på att granska samhällets makthavare”	.625	.390
”Undviker att behandla vissa ämnen pga. risken för hot”		.729
”Låter ekonomin gå före journalistiken”		.764
”Är opartiska i sin nyhetsbevakning”	.733	
”Låter kontroversiella åsikter få utrymme”	.691	
”Visar respekt för människors privatliv”	.553	
”Låter sin politiska inriktning styra urvalet av nyheter”		.724
”Vilket förtroende för hur arbetet sköts: Dagspressen”	.579	.409
Eigenvärde:	2.950	1.144
% av (totalt) förklarad varians	37 %	14 %

Extraction Method: Principal Component Analysis (PCA). Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Bilaga 5. Intresse för nyheter och politik som modererande effekt på sambandet underhållningsvana internet och nyheter i sociala medier

Nyheter i sociala medier	Effekt	SE	LLCI	ULCI
Nyhetsintresse −1 SA (−.6010) + Politiskt intresse −1 SA (7769)	.0992***	.0216	.0568	.1417
Nyhetsintresse M (0.000) + Politiskt intresse M (0.000)	.1300***	.017	.0955	.1645
Nyhetsintresse +1 SA (.4840) + + Politiskt intresse +1 SA	.1591***	.0224	.1151	.2031

Kommentar: Signifikansnivåer: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001. +p<0.1. Modellen kontrolleras för internetanvändning, ålder, utbildning och kön. SA=Standardavvikelse. SE=Medelfel. LLCI & ULCI=Undre/ övre konfidensintervall (95%). Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Bilaga 6. Intresse för nyheter och politik som modererande effekt på sambandet nyheter sociala medier och medieförtroende

Medieförtroende Journalist	Effekt	SE	LLCI	ULCI	
Nyhetsintresse −1 SA (−.5773) + Politiskt intresse M (0.000)	.1598	.1142	−.0646	.3843	
Nyhetsintresse −1 SA + Politiskt intresse – 1 SA (−.7087)	.2303*	.1118	−.0105	.4501	
Nyhetsintresse M (0.000) + + Politiskt intresse M	−.0273	.0773	−.1792	.1245	
Nyhetsintresse +1 SA (.4187) + + Politiskt intresse M SA	−.1631	.0890	−.3381	.0118	*p=.07
Nyhetsintresse +1 SA + + Politiskt intresse +1 SA (.7087)	−.2336*	.1135	−.4567	−0104	

Kommentar: Signifikansnivåer: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001. +p<0.1. Modellen kontrolleras för internetanvändning, ålder, utbildning och kön. SA=Standardavvikelse. SE=Medelfel. LLCI & ULCI=Undre och övre konfidensintervall (95%). Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).

Bilaga 7. Intresse för nyheter och politik som modererande effekt på sambandet nyheter sociala medier och medieförtroende

Medieförtroende Redaktion	Effekt	SE	LLCI	ULCI	
Nyhetsintresse + 1 SA + Politiskt intresse – 1 SA	−.0594	.0832	−.2229	.1040	
Nyhetsintresse −1 SA (−.5753) + Politiskt intresse M (0.000)	−.**1543***	.0764	−.3043	−.0043	
Nyhetsintresse M (0.000) + Politiskt intresse M	−.**1224***	.0491	−.2188	−.0261	
Nyhetsintresse +1 SA (.4840) + + Politiskt intresse +1 SA	−.1381+	.0693	−.2680	.0044	*p=.058
Nyhetsintresse M + + Politiskt intresse +1 SA (.7129)	−.**1586***	.0677	−.2916	−.0257	
Nyhetsintresse −1 SA + Politiskt intresse +1 SA	−.1905+	.0975	−.3821	.0011	*p=.051

Kommentar: Signifikansnivåer: *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001. +p<0.1. Modellen kontrolleras för internetanvändning, ålder, utbildning och kön. SA=Standardavvikelse. SE=Medelfel. LLCI & ULCI=Undre och övre konfidensintervall (95%). Data: SOM-undersökningen 2015 (Göteborgs Universitet, SOM-institutet, 2017).