

Januarieffekten- ineffektivt, vinstmöjlighet eller skröna?

En empirisk studie

Av: Amad Habib & Emil Larsson

Handledare: Johanna Palmberg

Södertöms högskola | Institutionen för

Samhällsvetenskaper

Kandidat 15 hp

Nationalekonomi | vårterminen 2019



SÖDERTÖRN UNIVERSITY | STOCKHOLM
sh.se

Förord

Detta examensarbete har skrivits som avslutande del till kandidatexamen i nationalekonomi vid Södertörns högskola.

Vi skulle med dessa förord vilja tacka alla som stöttat oss genom arbetets gång genom tips, uppmuntran och vägledning. Vi skulle vilja tacka vår handledare, Docent Johanna Palmberg samt universitetslektor Karl-Markus Modén vid Karlstads universitet för handledning och tips genomgående under arbetets gång. Vi vill även skänka ett stort tack till fil. Dr Xiang Lin och fil. Dr Dany Kessel för återkommande hjälp med regressionsmodellen.

Abstract

The digitization of the economy of the last 30 years have incited big social and economic changes, but also fundamentally changed the way the global stock trade is conducted. Now ordinary people have the ability to trade in stocks and try to beat the market. This increase in the activity on the stock market has given way to new investments strategies that challenge the theories of old, such as the effective market hypothesis (EMH) and the theory of random walk. These theories state that the way the stock market index moves cannot be predicted with any meaningful degree of success. That is investors should not be able to beat the average rate of return of the average portfolio or in other words accumulate excess return. According to EMH the way the market moves cannot be predicted because the market consists of perfectly rational individuals and perfect information. In extension this would mean that trends or patterns should not reoccur or be identified in the stock market. Despite this it has been shown that this is not the case and that anomalies and calendar effects are present on the stock market. Of all the different anomalies, it is the January effect that is arguably the strongest and most reoccurring phenomenon. The January effect is mainly identified through a dip in the month of December and a strong resurgence in January. This thesis aims to investigate the January effect and if it still exists in the Swedish stock market.

The empirical analysis showed that the effect can be observed between the years 1949-2019, but that this relationship does not hold for some subperiods, namely between 1985-2019. These results are not in accordance with previous studies since our results indicate that the January effect cannot be observed since the 1980s. However, we hold that our results are inconclusive and further investigation is needed to be able to confirm or reject the January effect as an economic phenomenon in a modern Swedish context

Sammanfattning

Ekonomins digitalisering som har pågått de senaste 30 åren har skapat stora sociala och ekonomiska förändringar. Den har dessutom förändrat hur den globala aktiehandeln bedrivs. Nu har gemene man möjlighet att handla i aktier, och tjäna mer pengar genom aktiehandel än genomsnittet av handlare. Denna ökning av aktivitet på aktiemarknaden har givit upphov till nya investeringsstrategier vilket utmanar etablerade ekonomiska teorier, såsom den effektiva marknadshypotesen (EMH) och slumpvandringsteorin. Dessa teorier hävdar att aktiemarknadens rörelsemönster inte kan förutspås på förhand. Följaktligen innebär det att investerare inte ska kunna tjäna mer än den genomsnittliga avkastningen på den genomsnittliga marknadsportföljen eller med andra ord ackumulera överavkastning. Enligt EMH är marknadens rörelsemönster ett resultat av handlingar utförda av fullständigt rationella individer med perfekt information. Följaktligen kan trender och mönster på aktiemarknaden inte förekomma eller identifieras. Januareffekten identifieras huvudsakligen genom en dipp av aktiemarknadens värde i december månad och en stark uppgång av i januari månad. Studien syftar till att undersöka januareffekten och dess existens i en modernare tidsperiod. Den empiriska analysen visade att effekten kan observeras mellan åren 1949-2019, men förhållandet håller inte för en delperiod, nämligen mellan 1985-2019. Resultaten är inte i överensstämmelse med tidigare studier, då våra resultat visar att januareffekten inte kan observeras sedan 1980-talet. Våra resultat ska dock tolkas med en viss försiktighet och det behövs ytterligare studier för att kunna avvisa eller bekräfta januareffekten som ett ekonomiskt fenomen.

Innehållsförteckning

1 Inledning	1
1:1 Introduktion	1
1:2 Frågeställning	3
1:3 Syfte	4
1:4 Metod	4
1:5 Avgränsningar	5
1:6 Bidrag	5
1:7 Disposition	5
2 Teori	6
2:1 Capital asset pricing model	6
2:2 Arbitrage pricing theory	8
2:3 Effektiva marknadshypotesen	10
2:4 Random walk	11
2:5 Beteendefinans	12
2:6 Medel-varians kriteriet	13
3 Tidigare empiri	15
3:1 Internationella studier	15
3:2 Skatteeffekten och räkenskapsår	16
3:3 Imperfekt information och överreaktioner	17
3:4 Studier på den svenska börsen	18
4 Empirisk analys	21
4:1 Regressionsmodell	21
4:2 Variabler	23
4:3 Formler	24
4:4 Deskriptiv statistik	25
4:5 Regressions resultat	27
4:6 Autokorrelation	29

4:7 Normalfördelning	30
5 Resultat och slutsatser	32
Referenser.....	34
Appendix	37

1. Inledning

I detta avsnitt ges en introduktion till ämnet, syftet med studien samt frågeställningen som detta arbete kommer kretsa kring. Därefter följer en kort presentation av metoden som kommer att användas samt arbetets avgränsning. Kapitlet avslutas med studiens bidrag och disposition.

1.1 Introduktion

“October: This is one of the peculiarly dangerous months to speculate in stocks. The others are July, January, September, April, November, May, March, June, December, August and February.” - Mark Twain, Pudd'nhead Wilson.

Om Mark Twain hade rätt torde det inte finnas några uppenbara skillnader mellan årets månader. I denna studie kommer vi delvis att undersöka om Mark Twain eller i mer seriösa sammanhang, ekonomisk empiri har något att säga om temporala fenomen på aktiemarknaden.

Den första fondbörs-auktionen i Sverige hölls i Stockholms börshus den fjärde februari 1863 (Nasdaq u.å). Efter näringsfrihetslagstiftningen år 1864 ökade omsättningen stadigt. Sättet handeln skötts på innan 1864 var emellertid inte effektivt, därav var det ett relativt lågt intresse för handel med värdepapper (Handelsrådet u.å). Sedan dess har flera innovationer, inte minst telefonen, datorn och internet gjort att fler och fler deltagare intresserat sig för aktiehandel och investerat på börsen. Nu nästan 150 år senare står de svenska hushållen för drygt tolv procent av aktieförmögenheten på den svenska marknadsplatsen och drygt en femtedel av alla svenskar, är registrerade vid värdepapperscentralen Euroclear Sweden (Euroclear u.å).¹ Som kontrast till detta äger finansiella och icke finansiella bolag hela 41 procent av alla aktier i bolag noterade på svensk marknadsplats (SCB 2019).

¹ Detta är siffror exklusive indirekt ägande i fonder och Premiumpension (PPM) d.v.s. endast direktägande i aktier. (Statistiska centralbyrån 2019).

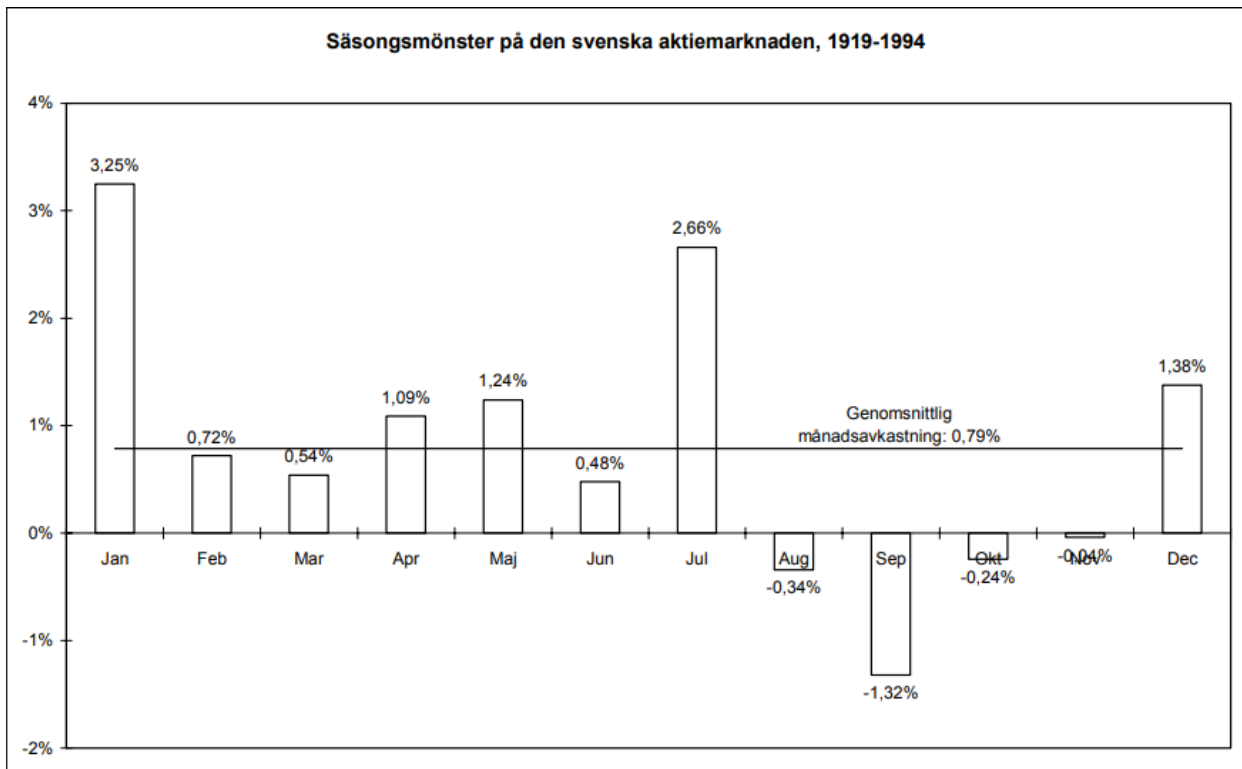
Historiskt har det framförts olika teorier för hur finansmarknaden reagerar på olika faktorer. Två av dessa teorier är den effektiva marknadshypotesen (EMH) och slumpvandringsteorin (*random walk*).

EMH introducerades av Fama (1970). Den starka formen av EMH hävdar att all tillgänglig information om företagen återspeglas i priset på aktiekursen, även med information som endast är tillgänglig inom företaget. Den svaga formen av EMH hävdar att aktiekurserna redan speglar all information som kan härledas genom att undersöka marknadshandelsdata såsom historiska priser, handelsvolym eller korta räntor.

EMH är en vidarutveckling av slumpvandringsteorin som Regnault (1866) introducerade. Slumpvandringsteorin fick dock inget samtida genomslag. Slumpvandringsteorin uppmärksammades först senare med Famas studie (1963). Uttrycket *Random walk* populariserades 1973 i Malkiels bok. Regnaults teori hävdar att utrymmet för förutsägelse och därmed vinster är begränsade, eftersom aktiekurserna inte följer något slags mönster (Regnault 1866). Dessa teorier till trots, lyckas individer träffa rätt när det kommer till positiva trender, och gång på gång få en avkastning större än marknadens. Är detta bara tur? Eller har de kunnat utforma en investeringsstrategi som lyckas utnyttja olika systematiska felprissättningar²?

² Vi bortser här från det faktum att individuella handlares kunskap om en marknad skulle kunna leda till att de konsekvent kan fatta bättre beslut än kollektivet. Det är dock värt att notera att detta är en möjlighet.

I figur 1 visas Frennberg & Hanssons tidigare studie av säsongsmönster på den svenska aktiemarknaden mellan åren 1919–1994.



Figur 1 Genomsnittlig avkastning 1919–1994 Frennberg & Hansson (1994)

Den genomsnittliga månadsavkastningen visar att januarieffekten som anomali återfaller vid samma tidpunkt varje år som ett genomsnitt. Därav har januarieffekten genom historien visat sig vara en effekt att ta i beaktande på aktiemarknaden. Hur förhåller sig effekten i en modernare tid? Går det att påvisa att den fortfarande existerar?

1.2 Frågeställning

- Kan januarieffekten observeras i dagens Sverige?
- Vad är förklaringarna till den eventuella frånvaron eller förekomsten av en januarieffekt?

1.3 Syfte

Syftet med denna studie är att undersöka januarieffektens eventuella förekomst i Sverige från tidigt 1950-tal till och med april 2019. Vi söker även förklaringar till januarieffektens förekomst. Vi har valt att göra en studie över en längre tidsperiod.

1.4 Metod

En ekonometrisk tidsserieregession har valts för denna uppsats. Den oberoende variabeln är tidpunkterna d.v.s. dag, vecka, månad och år. De beroende variablerna består bland annat av; aktieindex, avkastningar, genomsnittliga avkastningar samt standardavvikelse. Genom att använda den oberoende variabeln tid och den beroende variabeln avkastning går det att undersöka huruvida EMH och slumpvandringsteorin håller eller förkastas. Finns det återkommande trender som kan observeras på den svenska börsen? Går det att bekräfta januarieffektens existens och skulle detta indikera på marknadsineffektivitet som inte förklaras av EMH?

Den empiriska analysen består i en större regression för hela urvalet men även för två delperioder. Utöver detta kommer två sub-tester utföras för att utvidga förklaringsgraden av analysen. Dessa två sub-tester består i ett autokorrelationstest samt ett normalfördelningstest.

Genom att analysera resultaten av tidsserieregessionen, den deskriptiva statistiken samt de två sub-testerna ger det oss förutsättningarna att hitta förklaringar till januarieffektens eventuella frånvaro eller förekomst. Går det att hitta historiska statistiska avvikelser som kan påverka utfallet?

1.3 Avgränsningar

Studien är geografiskt begränsad till Sverige. Undersökningen om januarieffektens historiska förekomst i Sverige kommer att vara begränsad mellan åren 1949 och 2019 d.v.s. ett spann på cirka sjuttio år då data för en mer omfattande studie inte var tillgängligt. Studien är begränsad till tre tester. En tidsserieregression, ett autokorrelationstest och ett normalfördelningstest.

1.4 Bidrag till litteraturen

Studien bidrar med insikter till den rådande forskningen inom finansiell ekonomi och anomalier från klassisk ekonomisk teori. I nuläget genomförs de flesta studierna inom området för kortare tidsperioder och för enskilda länder. I en studie av Frennberg & Hansson (1995) undersöktes januarieffekten på stockholmsbörsen mellan åren 1919 och 1994, en av de mest omfattande studierna som gjorts om den svenska börsmarknaden. Denna studie siktar på att utveckla Frennberg & Hanssons arbete genom att analysera sambanden över en längre tid i hopp om att kunna säga något om den historiska utvecklingen. Frennberg & Hanssons arbete sträcker sig till år 1994. Vi tror att skillnaden i urval kan ha en inverkan på resultatet. Historiska händelser efter år 1994 såsom internetbubblan 2000 och finanskrisen 2008 kan ha en stor inverkan på kursrörelser på aktiemarknaden och således påvisa en ändring i resultatet gentemot Frennberg & Hanssons studie.

1.5 Disposition

I arbetets inledande kapitel introduceras läsaren till ämnet. Här framförs bland annat studiens syfte, frågeställning, avgränsning, bidrag och arbetets metod. Kapitel 2 redovisar tidigare empiri vilket har bäring på denna uppsats. I det tredje avsnittet läggs den teoretiska grunden för arbetet med de viktigaste teorierna relaterade till finansiell ekonomi, beteendefinans och anomalier. Därefter inleder vi analysen med att presentera regressionsmodellen, och datasetet.

Sedan presenterar vi resultaten av den empiriska analysen i det femte kapitlet.

Slutligen diskuteras resultatet och våra förslag till slutsatser.

2. Teori

Två vanliga teorier inom finansmarknader är Effektiva marknadshypotesen (EMH) och Capital asset pricing model (CAPM). Dessa två teorier kommer vara grunden för denna studie. Båda teorierna har antaganden som inte alltid kan anses vara realistiska i förhållanden till det som sker på aktiemarknaden. EMH tillgodoser möjligheten att förstå och förutspå upp- och nedgångar av priserna på aktier, huruvida aktiekursernas utveckling påverkas av att nyheter om ett företag publiceras.

I studien används CAPM för att förstå grunden i vad som bör observeras i relationen mellan risken av en tillgång och tillgångens avkastning. Med hjälp av teorin Arbitrage pricing theory (APT) går det att förklara CAPM's delvis orealistiska antaganden, till exempel att alla investerare är lika på alla sätt förutom deras initiala förmögenheter och riskhantering.

Teorin om slumpvandring (*random walk*) är grunden till EMH. Om varje investerare skulle följa ett förutsägbart mönster, där det går att förutspå en tydlig uppgång i priset via CAPM eller APT, skulle alla investerare vid det tillfället få en positiv avkastning. Verkligheten visar snarare att prisstegringen på aktien omintetgör prisuppgången, därav är slumpvandringsteorin av stort intresse i denna studie.

Shiller (1981) skapade ett nytt forskningsfält, beteendefinans. Beteendefinans ger en förståelse på hur ekonomiska beslut kan fattas beroende av psykologiska faktorer, bl.a. pessimism och optimism. Med hjälp av dessa teorier, äldre som nyare, går det att hitta förklaringar mellan teorin och vad som egentligen händer på finansmarknaden.

2.1 Capital asset pricing model

Capital asset pricing model, vanligtvis refererad till CAPM, är historiskt sett mittpunkten av modern finansiell ekonomi. CAPM introducerades först av Sharpe (1960-talet)³ (Englund, Krusell, Persson, Persson & Strömberg 2013). CAPM ger en förutsägelse i det som bör observeras i relationen mellan risken av en tillgång och

³ Vilken tilldelades Nobelpriset i ekonomi 1990

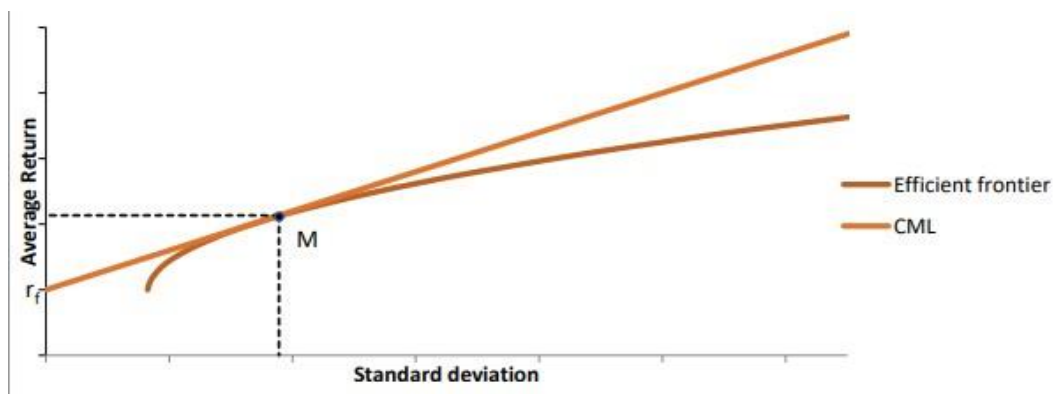
tillgångens avkastning. Relationen mellan risken och avkastningen på tillgången förutser ett riktmärke i syfte att utvärdera potentiella framtida investeringar. En aktieanalytiker behöver veta om den förväntade avkastningen som förutses av aktien är mer eller mindre än den rimliga avkastningen i förhållande till risken för aktien. CAPM hjälper även till att göra en kvalificerad gissning på den förväntade avkastningen på tillgången som än inte blivit inköpt på marknaden (Bodie, Kane & Marcus 2012).

Det finns två huvudsakliga villkor som leder till att CAPM säkerställer konkurrenskraftiga marknader för värdepapper och säkerhetsställer att investerare väljer från identiska och effektiva portföljer:

- Marknader för värdepapper är helt och hållet konkurrenskraftiga och lika lönsamma för alla investerare.
- Investerare är lika på alla sätt förutom initiala förmögenheter och riskhantering. Därav väljer alla investeringsportföljer på samma sätt.

Med hjälp av dessa villkor ignorerar CAPM många verkliga, komplexa problem.

Modellen ger dock betydelsefulla svar för förståelsen av jämvikt på finansmarknaden (Bodie, Kane & Marcus 2012). Givet dessa antaganden, är det enkelt att förstå varför alla investerare håller identiska portföljer i förhållande till risk och avkastning. I och med att alla investerare håller identiska portföljer kommer aktierna bli representerade i den aggregerade portföljen i samma proportion som varje enskild investerares portfölj. Om Google representerar en procent av varje allmän portfölj kommer Google även att representera en procent av den aggregerade portföljen. Detta illustreras i figur 2 nedan.



Figur 2 Den effektiva gränsen och CAPM

Källa: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (2012) *Essentials of investment*, McGraw-Hill Irwin.

Figur 2 visar marknadsportföljen (*marketportfolio*) där marknaden inte är mer än den aggregerade portföljen av alla individer. På den vänstra axeln i figur 2 visas medelavkastningen och på högra axeln risken mätt i standardavvikelse. Varje investerare använder sig av marknadsportföljen för att hitta den optimala portföljen. I och med att alla investerare använder sig av marknadsportföljen för den optimala portföljen kallas capital market line (CML) istället för capital asset line (CAL) i denna figur. Den effektiva gränsen för den optimala portföljen visas i form av bokstaven M, där båda linjerna skär med varandra. Om alla investerare håller en identisk portfölj i förhållande till risk och avkastning måste portföljen vara marknadsportföljen. (Bodie, Kane & Marcus 2012)

2.2 Arbitrage pricing theory

En av anledningarna till att tvivla på giltigheten av CAPM är dess orealistiska antaganden. Det mest motsägelsefulla är antagandet om att alla investerare är lika på alla sätt förutom initiala förmögenheter och riskhantering. Dessa är svagheter som Arbitrage pricing theory (APT) delvis adresserar. Arbitrage är ett sätt att utnyttja felprissättning av två eller flera tillgångar för att uppnå en riskfri utdelning. Ross (1976) var den första att applicera detta koncept till jämvikt på tillgångarnas avkastning. Ross anses också vara den som utvecklade APT. Teorin bygger på

observationen att välfungerande kapitalmarknader förebygger arbitragemöjligheter. En överträdelse av APTs prissammanhang orsakar ett extremt starkt tryck för att återställa jämvikten, även om ett begränsat antal investerare blir medvetna om obalansen i prissättningen. Ross kom fram till ett sätt att härleda jämvikten på avkastningen som råder på en marknad där priserna är anpassade till att eliminera arbitragemöjligheter. Således undviker APT CAPM's mest anmärkningsvärda antaganden (Bodie, Kane & Marcus 2012).

APT tillämpas bäst i väldiversifierade portföljer. Relationen mellan risken av en tillgång och tillgångens avkastning kan mätas i ett förväntat avkastningsvärde i förhållande till ett betavärde som är ett värde på den systematiska risken, detta kallas det förväntade avkastning-betaförhållandet. Även om kapitalmarknader innehåller riskfritt arbitrage går det inte att garantera att det förväntade avkastning-betaförhållandet håller i jämvikt för alla tillgångar. Således går det att använda APT för att påvisa att förhållandet håller approximativt även för enskilda tillgångar. Essensen i teorin är att om det förväntade avkastning-betaförhållandet överträds av många enskilda värdepapper, skulle det vara praktiskt taget omöjligt för alla väldiversifierade portföljer att tillgodose förhållandet. Förhållandet bör alltså hålla för nästintill alla enskilda värdepapper.

Enligt APT finns det dock ingen garanti att alla individuella tillgångar kommer att ligga på *security market line* (SML) som är en härledning av *capital market line* (CML) (se figur 2). SML representerar marknadens risk och avkastning i en given tidpunkt och visar den förväntade avkastningen för individuella tillgångar. Tillskillnad från CML som visar den förväntade avkastningen och risken för en specifik portfölj. Även om ett fåtal tillgångar brutit mot SML, kan deras inverkan på väldiversifierade portföljer troligen vara försumbar. I och med detta är det möjligt att SML-förhållandet bryts för vissa värdepapper. Om många värdepapper bryter mot det förväntade avkastningen-betaförhållandet, kommer emellertid förhållandet inte längre innehålla väldiversifierade portföljer omfattade dessa värdepapper. Således uppstår arbitragemöjligheter. Avslutningsvis gäller att varken APT eller CAPM dominerar den andra. Den stora skillnaden är att APT ger ett förväntat avkastning-betaförhållande utan att kräva vissa orimliga antaganden som CAPM kräver. CAPM gäller dock för

alla tillgångar utan reservation. Värt att notera är att teorierna är överens om det förväntade avkastningen-betaförhållandet (Bodie, Kane & Marcus 2012).

2.3 Effektiva marknadshypotesen

Efter teorin om random walk fortsatte Fama undersöka möjligheten att förutspå upp- och nedgångar på priserna gällande olika tillgångar. Med olika medförfattare skrev Fama olika artiklar där de närmade sig problemet. Det är främst en artikel som varit avgörande inom finansvärlden. Fama (1969) frågade sig i artikeln huruvida aktiekursens utveckling påverkades av att en nyhet om ett företag publicerades. Ändrades kursen omgående eller anpassade sig kursen trögt och långsamt? Fama et al var tvungna att isolera aktiekursen från händelser utöver nyheterna som publicerades angående företagen. De fann sedan att aktiekurserna anpassade sig omedelbart till nyheter (Englund et al. 2013).

De framkastar teorin om den effektiva marknadshypotesen (EMH) i tre olika varianter:

- Den svaga formen av EMH – hävdar att aktiekurserna redan speglar all information som kan härledas genom att undersöka marknadshandelsdata såsom historiska priser, handelsvolym eller korta räntor. Trendanalyser är därav resultatlösa. Historiska aktiekurspriser är offentligt tillgängliga och praktiskt taget kostnadsfria. Den svaga formen av EMH hävdar att om sådan data påverkade priset i framtiden skulle alla investerare redan lärt sig att utnyttja den informationen.
- Den semi-starka formen av EMH – hävdar att all tillgänglig offentlig information om företagens utsikter återspeglas i priset på aktiekursen. Sådan information omfattar utöver tidigare priser även grundläggande uppgifter om företaget produktionslinje, ledningskvalitet, patentinnehav, balansräkningar, vinstprognoser och redovisningsprinciper. Har investerare tillgång till sådan

information från allmänheten går det att förvänta sig att informationen återspeglas i aktiekurserna.

- Den starka formen av EMH – hävdar att all tillgänglig information om företagen återspeglas i priset på aktiekursen. Även med information som endast är tillgänglig inom företaget.

Sammanfattningsvis hävdar EMH att vid den angivna tiden, med hjälp av all tillgänglig information, att det inte går att avgöra om dagens aktiepriser är över- eller undervärderade. Är marknaderna rationella går det dock att förvänta sig ett korrekt genomsnitt (Bodie, Kane & Marcus 2012).

2.4 Slumpvandringsteorin

Till en början kan det vara lätt att tro att effektivt fungerande finansmarknader ger en stabil och förutsägbar priskurs på aktier och andra former av tillgångar. Sanningen är att en välfungerande marknad gör att utvecklingen av kurserna istället blir oförutsägbara och slumpmässiga, priserna följer en slumpvandring. Om en aktie skulle följa ett förutsägbart mönster, där det går att förutspå en tydlig uppgång i prisutvecklingen inom en snar framtid, skulle investerare köpa aktien vid detta tillfälle och få en positiv avkastning på den förväntade prisutvecklingen. I en sådan situation skulle priset på tillgången pressas upp vid det första tillfället och omintetgöra den förutspådda prisuppgången, detta mönster kallas random walk (Englund et al. 2013).

En rad teoretiker har bekräftat detta resonemang genom åren, bland annat Samuelson och Mandelbrot under 1900-talet. De har påvisat att om marknaden består av rationella investerare kan inte investerarna göra systematiska vinster genom att följa tidigare aktiekurser, aktiekurserna följer en slumpvandring. Fama (1963) ställde sig frågan i sin doktorsavhandling om aktiekurser och andra tillgångar verkligen följde en slumpvandring. Han fick tillgång till en ny databas av aktiekurser som sammanställdes på University Of Chicago. Där fann han att det i princip var omöjligt att finna mönster i aktiekurserna som kan påvisa fluktuationer i priset. Kurserna tycks därför vara slumpmässiga (random walk). Denna upptäckt väckte stora diskussioner inom

finansvärlden, till största del för att det fanns en stor mängd experter inom finansvärlden som försörjde sig på att agera experter och ge tekniska analyser till andra individer. Experterna tycktes kunna ge placeringstips baserade på olika mönster de kunde se i aktiekursernas utveckling. (Englund et al. 2013)

2.5 Beteendefinans

Shiller (1981) publicerade olika artiklar som visade att det faktiskt finns en viss förutsägbarhet på längre (några års) sikt när det kommer till att förutspå avkastningar på tillgångar. Han utgick ifrån att på en informationseffektiv marknad ska priset på varje aktie vid varje tidpunkt vara lika med det förväntade diskonterade värdet av alla framtida utdelningar. (Englund et al. 2013)

En av de viktigaste anomalier som skapats inom finansiell ekonomi är *the excess volatility puzzle*. Den har lett till att två viktiga forskningsfält skapats inom den finansiella ekonomin. Det första forskningsfältet betonar olika former av friktioner på marknader och irrationalitet hos investerare. Det andra forskningsfältet försöker ange orsaken till riskkompensation på informationseffektiva marknader och de långsiktiga svängningarna i aktiekurserna med koppling till rationella investerare. (Englund et al. 2013)

Således har dessa upptäckter skapat ett helt nytt forskningsfält som kallas beteendefinans (eng; behavioral finance). Området innefattar ekonomiska beslut beroende av känslor av optimism, psykologiska faktorer, flockbeteende, pessimism och andra mekanismer som kan påverka finansmarknaderna. Enligt båda forskningsfälten finns det alltså både rationella och icke-rationella investerare. En diskussion som har uppstått är huruvida rationella investerare utnyttjar felaktiga prissättningar samtidigt som de driver upp marknadspriserna. En förklaring kan vara att rationella investerare stöter på institutionella begränsningar – som förbud mot blankning, begränsade lån eller krav på en viss summa kapital. Således finns det en gren inom beteendefinans som studerar friktioner på finansmarknaderna och institutioner. (Englund et al. 2013)

En annan förklaring bygger på olika former av psykologiska teorier. Det har konstaterats att investerare har olika preferenser som tar hänsyn hur de reagerar vid en eventuell förlust på en tillgång. Även ångerbeteenden har studerats. Dessa psykologiska beteenden inom beteendefinans hjälper till att få en förståelse som inte de nationalekonomiska antagandena kan förklara. Slutligen finns det en hel del olika experimentella grenar inom beteendefinans där det mäts hur komplicerade preferenser individer har och hur de beter sig i vissa situationer beroende på marknadens prissättning. Således hävdar Englund et al. (2013) att forskningen är ung och har redan nu kommit en bra bit på vägen. Vilket har varit givande för finansvärdens resultat.

2.6 Medel-variaskriteriet

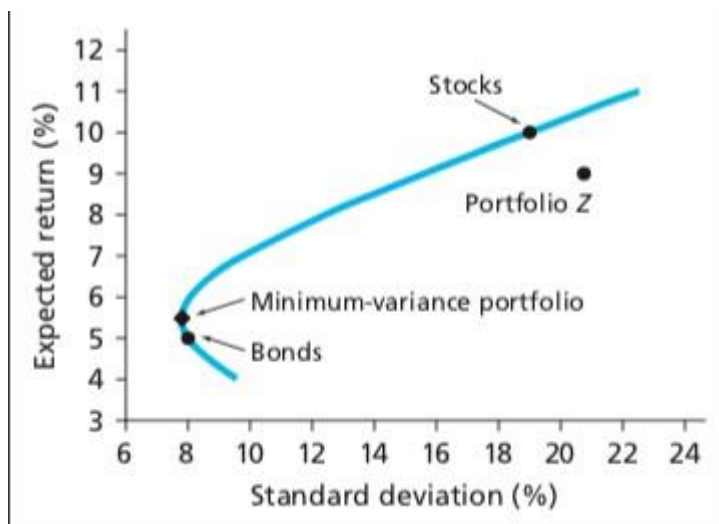
Med en medel-variansanalys kan investerare välja portföljer baserat på medelvärde och varians av den förväntade avkastningen. Valet blir då mellan en portfolio med högre förväntad avkastning på en given nivå av varians eller en portfolio med en lägre varians för en given förväntad avkastning. Givet detta går det att få fram ett medel-variaskriterium. Portföljer som inte uppfyller kriteriet anses vara ineffektiva och väljs således bort av investerare.

Investerare föredrar portföljer till "nordväst" i figur 3. Det är portföljer med höga förväntade avkastningar (mot "norr" i figuren) och låg volatilitet (till "väst" i figuren). Således går det att konstatera att med dessa preferenser (hög avkastning och låg riskaversion i form av standardavvikelse) går det att jämföra portföljer med ett medelvariaskriterium (eng: mean-variance criterion) på följande sätt: Portfölj A dominerar Portfölj B om alla investerare föredrar A över B. Detta kommer vara fallet om Portfölj A har högre genomsnittlig avkastning än Portfölj B och lägre varians eller standardavvikelse. (Bodie, Kane, Marcus 2012)

$$E(r_A) \geq E(r_B) \text{ och } \sigma_A \leq \sigma_B \text{ Ekvation (1)}$$

Där $E(r_A)$ är den förväntade avkastningen för portfölj A och $E(r_B)$ är den förväntade avkastningen för portfölj B. Vidare är σ_A standardavvikelsen för portfölj A och σ_B är standardavvikelse för portfölj B.

Grafiskt, när den förväntade avkastningen (*expected return*) och standardavvikelsen (*standard deviation*) plottas för varje portfölj i figur 3, kommer Portfölj A ligga mot nordväst om Portfölj B.



Figur 3 Medel-varians kriteriet

Källa: Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (2012) *Essentials of investment*, McGraw-Hill Irwin.

Givet detta val mellan Portfölj A och B, kommer alla investerare att välja Portfölj A. I figuren går det att konstatera att aktiefonden dominerar över Portfölj Z. Aktiefonden har lägre volatilitet och högre avkastning. Portföljer som ligger under minimum-varians portföljen i figuren går således att på förhand avvisas då de anses ineffektiva av investerare. Varje portfölj på kurvan som ligger nedåtgående, inklusive obligationsfonden (Bonds) domineras av portföljer som ligger direkt ovanför på den uppåtgående slutningen av kurvan. Detta på grund av att de portföljerna har högre förväntad avkastning och lika standardavvikelse. Det bästa valet mellan portföljerna på den uppåtgående slutningen av kurvan är inte lika uppenbara, eftersom den förväntade avkastningen är högre och leder således till större risker. (Bodie, Kane & Marcus 2012)

3. Tidigare empiri

I det här avsnittet presenteras tidigare studier och empiri som gjorts inom området säsongsanomalier och januarieffekten på aktiemarknaden.

3.1 Internationella studier

Vem som först upptäckte kalendereffekter eller säsongsanomalier på börsen är inte helt klarlagt. En av de första observationerna som gjordes inom ämnet var av investmentbankiren Wachtel (1942). I sin studie undersökte han fluktuationer i *Dow Jones Industrial Average index*, vilket år 1942 endast omfattade 30 företag. Vad Wachtel kunde identifiera var att i cirka 73 procent av fallen, d.v.s. för 22 av 30 aktier mellan åren 1927 och 1942 ökade det totala värdet anmärkningsvärt i januari månad. Wachtel presenterade fem möjliga förklaringar till denna uppgång. För det första skatteförlustshypotesen (*tax-loss hypothesis*). Den innebär att investerare och bolag realiserar sina kapitalförluster innan årets slut, för att kunna skriva av dessa förluster mot nästa års kapitalvinster och därmed reducera sina skattekostnader. Investerare säljer aktier som under året givit negativ avkastning i december. Detta realiserar förlusten vilket ökar utbudet på aktier på marknaden och trycker ned priserna innan årsskiftet. Denna nedåtgående effekt balanseras ut då aktieägare fyller på sina portföljer igen i januari vilket ger en motsatt priseffekt.

Wachtels andra förklaring handlar om en ovanligt stor efterfråga på likviditet och kontanter kring helgdagarna, vilket gör att aktiesparare och investerare säljer av delar av innehavet till marknadspris vilket pressar ner priserna i december.

Den tredje förklaringen är att den industriella aktiekursen skjuter upp en dag före en helgdag, vilket skulle öka priserna den 24 och 31 december. Denna effekt överförs sedan till januari nästkommande år.

Den fjärde förklaringen som Wachtel framför är att köpare och säljare baserar sina beslut idag på framtida förutsägelser, och att övertygelsen om att priserna kommer att gå upp under våren ger en effekt på aktiekursen redan i januari.

Den sista förklaringen grundar sig en idé om en ökad optimism på marknaden efter varje nyår, vilket därmed pressar upp kursen. Wachtel vidhåller att alla dessa förklaringar har någon sorts inverkan på resultatet, men pekar på att skatteförsäljning (*Tax-loss selling*) har den största påverkan på just nedgången i december och återgången till jämvikt i januari. Wachtel argumenterar för att nedgången i december vägs ut av effekten i januari och att marknaden återgår till jämvikt, men att den här avvägande effekten observeras som en nettoökning. Wachtels vidare undersökningar visade att denna effekt var mer markant på högavkastnings aktier. Här anför Wachtel att dessa aktier har högst potential för realiserade förluster (Wachtel 1942).

3.2 Skatteeffekten och räkenskapsår

För att vidare undersöka skatte-effektshypotesen har studier gjorts på länder vars räkenskapsår skiljer sig från det globalt sett vanligaste räkenskapsåret som löper från januari till december. Brown, Keim, Kleidon och Marsh (1983) undersökte i sin studie den genomsnittliga månadsavkastningen i Australien vars räkenskapsår löper från juli till juni. Australiens räkenskapsår slutar till skillnad från det svenska räkenskapsåret den 30 juni. Skillnaden i räkenskapsår torde leda till att australiensiska investerare i enlighet med skatteeffekten får incitament att realisera sina aktieförluster innan den 30 juni. Detta kombinerat med att Australien inte har några begränsningar för skatteavdrag gör att australienska investerare skulle ha ett ännu större incitament än svenska eller amerikanska investerare att agera före räkenskapsårets utgång. Brown et al (1983) identifierade en onormalt stor uppgång i juni för små företag men att för de flesta företagen som inte var små skedde den största uppgången i januari. Dock observerade de att avkastningen för stora företag var ovanligt hög i juni. Med detta som bakgrund ifrågasattes skatteeffekt-hypotesen då det inte skulle kunna ha gått att se den största uppgången i januari för de flesta företagen. Resultaten var alltför oklara för att styrka att skatteeffekthypotesen var fullt applicerbar på den australienska marknaden (Brown et al. 1983).

3.3 Imperfekt information och överreaktioner

Barry & Brown (1984) föreslog den imperfekta informationshypotesen (*imperfect information hypothesis*) som en förklaring till januarieffekten. Hypotesen konstaterar att en varierande mängd information om bolag och företag kan leda till olika avkastningar på deras aktier. Detta medför att två företag med samma systematiska risk, ändå kan uppfattas innehålla olika mycket risk, om det finns mer information om ett av företagen. Enligt Barry & Brown (1984) finns det vanligtvis mindre information om mindre företag vilket gör att januarieffekten inte explicit alltid kan fångas av avkastnings generade modeller, men kan ändå observeras i kursdata.

Hypotesen om överreaktion utforskar hur individer värderar och agerar vid nytillkommen information. Hypotesen grundar sig i att individer tenderar att värdera förändringen i den tillgängliga informationen snarare än den betingade förändringen som den leder till. Sedermera tenderar individer att överskatta informationens positiva inverkan på t.ex. aktiepriser och på motsatt sätt även undervärdera redan tillgänglig information i kontrast till den nya (Kahneman & Tversky, 1979).

I en studie av De Bondt & Thaler (1985) studerades marknadens överreaktion och om studien var applicerbar på den amerikanska aktiemarknaden. De Bondt och Thaler granskade i sin undersökning aktiedata på New Yorkbörsen (NYSE) mellan åren 1926 och 1982. Resultatet av studien var att hypotesen även gällde för investerare på börsen. Detta påvisades genom att aktieportföljer bestående av tidigare "förloraraktier" överpresterade gentemot portföljer bestående av tidigare "vinnaraktier". De Bondt och Thaler förklarar detta med att marknaden överprissade tidigare "vinnaraktierna" vilket följts av en justering av aktiepriset i motsatt riktning mot jämvikt.

3.4 Studier på den svenska börsen

Ett flertal studier om säsongsanomalier på den svenska börsen har utförts. En av de första omfattande svenska studierna på området gjordes av Claesson (1987). Studien visade den svenska börsens effektivitet i enlighet med den effektiva marknadshypotesen. Det Claesson undersökte var om den svenska börsen var

effektiv i sin svagaste form. Detta gjordes genom att se om det gick att observera återkommande mönster på börsen eller säsongsanomalier. Mellan åren 1978–1985 undersökte Claesson om det gick att observera januarieffekten, veckodagseffekten eller ex-dagseffekt på den svenska marknaden för ett begränsat urval av aktier. Claesson underströk i sin studie att ett flertal anomalier kunde observeras på den svenska börsen inom undersökningsperioden och menade att den svenska marknaden inte kunde räknas som fullt effektiv i enlighet med den effektiva marknadshypotesen. Han fann även att januarieffekten inte märks av i vanliga kapitalviktade index. Förklaringen till detta är enligt Claesson att kapitalviktade index för det mesta består av stora företag. Dessa företag drabbas enligt Claesson inte av säsongseffekter i samma utsträckning som relativt små företag. Då stora företag inte är subjekt för skatteförlusts försäljning i samma utsträckning som små företag.

Claesson (1987) delade upp skatteeffekten i tre moment. Den första delen är att investerare och bolag har orealiserade förluster och realiserade vinster. Genom att sälja av aktier med orealiserade förluster blir de realiserade förluster. De realiserade förlusterna minskar nettovinsten i inkomstslaget kapital vilket leder till mindre skatt vid slutet av året. Den andra delen av hypotesen uppfylls om investerare och bolag har orealiserade förluster och realiserade vinster i just december för att ses som en förklaring till januarieffekten.

Ett av de största argumenten mot antagandena i den andra delen av skatteeffekthypotesen är att investerare vet att om de säljer en aktie med vinst i någon annan månad än just december kommer vinsten att finnas med i deklarationen. Det finns således ingen anledning att inte sälja av aktier med vinst i december då skatten förskjuts på nästa räkenskapsår. Ett annat argument mot den andra delen i hypotesen är att investerare har incitament att sälja av aktier med orealiserade förluster direkt, inte så sent som möjligt, för att få lägre skatt.

En annan aspekt på argumenten mot skatteeffekten är att det finns investerare som inte har ett behov av att sälja aktier för skatteskal. Om dessa investerare kan hålla och köpa aktier som är ett incitament för skatteförsäljning (*tax-loss selling*) kan de få stor överavkastning på dessa aktier genom att köpa i december då priserna går ner

och sälja i januari när priserna återvänder till jämvikt (*equilibrium*). Om detta skulle göras på en större skala skulle januarieffekten mattas ut eller helt försvinna. Den tredje och sista delen av hypotesen är antagandet om den ökade transaktionsvolymen som följer av skatteförsäljningen i december, vilket pressar ner priserna (Claesson 1987). Detta antagande har också ifrågasatts huvudsakligen för att det inte kunnat med hundra procents säkerhet styrka efterfrågekurvans form och lutning. En prisreduktion kan endast observeras på grund av "försäljningstryck" om efterfrågekurvan är traditionellt formad med negativ lutning. Olika aktier ses oftast som nära substitut, detta implicerar en mer horisontell efterfrågekurva. En ökning av utbudet skulle därmed ha en låg prispåverkan. Scholes (1972) finner empiriskt stöd för en horisontell efterfrågekurva för aktier. Trots detta har flera studier (Schultz 1985) kommit fram till att den exakta utformningen av efterfrågekurvan är oklar och att bevisen för eller emot en horisontell utformning inte kan styrkas bortom rimligt tvivel.

Frennberg & Hansson (1995) undersökte den svenska aktiemarknadens effektivitet genom att studera kalendereffekter. Det som skiljer Claesson (1987) från Frennberg & Hanssons studie är fr.a. de senares längre tidsperspektiv. Kursdata mellan åren 1919 och 1994 undersöktes, vilket gjorde att de kunde fånga utvecklingen över tid. Genom att titta på den månadsvisa genomsnittliga avkastningen kunde Frennberg & Hansson visa på återkommande mönster genom åren. De påpekade att börserna i större utsträckning gav upphov till överavkastning i januari och juli medan en nedgång kunde observeras i november och december. Frennberg & Hanssons studie gav upphov till en ny investeringsstrategi som gick ut på att köpa i december när nedgången är som störst och sälja i början av augusti/slutet av juli.

Piórkowska & Stamenkovic (2001) undersökte investeringsstrategier och säsongseffekter. Deras utgångspunkt var frågan om det går att applicera olika strategier för att förutsäga kursrörelser och därmed systematiskt få överavkastning på placeringar. Piórkowska och Stamenkovic studerade tre olika anomalier på aktiemarknaden: januarieffekten, pris/vinsteffekten ((P/E ratio) (*price/-earning ratio*)) och julieffekten. Detta gjordes genom att studera företag listade på OMXSPI index mellan åren 2000 och 2010. Två portföljer skapades, den ena med fem stora företag

(*large cap*) och den andra med fem små företag (*small cap*), detta gjordes för att se skillnaden mellan de små och stora företagen. Piórkowska och Stamenkovic kunde observera att Claessons slutsats om anomalier stämde och att januarieffekten kunde observeras i större utsträckning för små företag. De kunde dock påvisa att julieffekten varken kunde observeras för små eller stora företag.

4. Empirisk analys

I detta avsnitt framförs den empiriska analysen. Den inleds med en kort presentation av regressionsmodellen som applicerats i detta arbete. Modellen som använts är en ARIMA-modell som är en mer generell variant av ARMA-modellen. Försättningsvis presenteras variablerna, formler och deskriptiv statistik för att ge en överblick av den svenska börsen i ett historiskt perspektiv. Därefter presenteras ARIMA regressions resultatet för hela urvalet samt två delperioder. Avslutningsvis presenteras i liknande stil med Frennberg & Hanssons studie ett autokorrelationstest och ett normalfördelningstest. Vidare visas även resultatens betydelse för EMH, random walk, medel-varianskriteriet och i förlängningen även marknadseffektivitet på den svenska börsen.

4.1 Regressionsmodell

I den statistiska analysen av tidsserier finns det olika tillvägagångsätt. En av dem vanligaste modellerna som används inom tidsserieanalys är ARMA-modellen. ARMA modellen är en kombination av den glidande medelvärdesmodellen MA-modellen och den autoregressiva AR-modellen. MA och AR modellerna är till skillnad från ARMA modellen väldigt specifika och har inte lika komplicerad stokastisk struktur. Medan ARMA-modellen är mer generell och är därmed oftast mer lämplig är AR eller MA modellerna vid tidsserieanalyser. I sin tur finns det variationer på ARMA modellen såsom ARIMA/ARMAX som är en generaliserad ARMA modell. Vilken modell som bör användas är upp till användaren och frågeställning då samtliga modeller är utvecklade för att hantera tidseriedata men har olika infallsvinklar i analysen av data. I en studie från 1988 av författaren Seyhun undersöktes januarieffekten med hjälp av en ARIMA modell istället för en vanlig ARMA modell. Enligt Seyhun (1988) lämpar sig ARIMA modellen bättre då den har mindre specifika antaganden och är mer flexibel än en vanlig ARMA modell. Detta utesluter dock enligt oss att en liknande studie inte kan genomföras med en ARMA modell.

Modellen som applicerats i denna studie är en AR (1) (ARIMA/ARMAX) modell (*Autoregressive Integrated Moving Average-model*). Denna modell har använts för

att genomföra en tidsserieregression, för att undersöka januarieffekten under en tidsperiod och två delperioder. I ARIMA-modellen krävs det att användaren definierar tre värden för att modellen anpassar den data den skall hantera. Detta gjordes genom enkla lådagram-, korrelogram- och partiella korrelogram. Värden som definierats är autoregressiv ordning (p), graden av skillnader (d) och glidande medelvärdes ordning (q). Vår modell är en ARIMA (1,0,2) modell d.v.s. $p = 1$, $d = 0$ och $q = 2$. Graden av skillnader är satt till värdet noll eftersom studiens mjukvara redan tar skillnaden i beaktning vid en ARIMA regression. Värt att nämna är hur dessa värden definieras och är förhållandevis informella, därmed har vi gjort regressionen ett flertal gånger med olika värden för p och q. Resultatet av detta var att slutsatsen blev densamma.

En AR (1) modell är en diskret tids linjär ekvation av formeln.

$$X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{Ekvation (2)}$$

Där p är den autoregressiva ordningen, $\alpha_1, \dots, \alpha_p$ är parametrarna eller koefficienterna för den undersökta variabeln. I vårt fall är det en dummyvariabel som har värdet ett för januari som vi undersöker. ε_t är en residualterm med styrkan/värdet σ^2 . X_t måste specificeras för varje modell. I vårt fall definieras denna term som skillnaden i indexrörelse på månadsbasis.

4.2 Variabler

Vi har valt att använda oss av AFGX index vilket innefattar samtliga aktier i alla branscher på den svenska börsen i Stockholm. Vilket är ett av de mest omfattande index i Sverige (Affärsvärlden u.å). Den insamlade datan kommer från olika databaser däribland akademikernas databas för skandinaviska institutioner Finbas (House Of Finance 2019), den elektroniskt baserade börsen (Nasdaq 2019) och från det svenska affärsmagasinet Affärsvärldens (Affärsvärlden 2019) databaser.

LN AFGX

LN AFGX är den naturliga logaritmen av AFGX indexvärdet för varje månad mellan perioden 1949–2019. Det är rörelsen i denna variabel som undersöks i ARIMA regressionen. Skulle rörelsen i denna variabel vara av signifikans för månaden januari går det att identifiera en januarieffekt.

D LN AFGX

Innan regressionen har genomförts har skillnaden i LN AFGX räknats ut. Detta eftersom mjukvaran som använts beaktar skillnaden vid en ARIMA-regression. Denna variabel är per definition en funktion av LN AFGX och är den variabel som regressionen gjorts på.

Januari

Denna variabel är en dummyvariabel vilket innebär att den tar värdet ett för alla januarimånader och noll för februari till december. Det är hur denna variabel interagerar med D LN AFGX som påvisar om januarieffekten finns eller ej, d.v.s. om koefficienten för dummyvariabeln är statistiskt signifikant och har ett p-värde som är mindre än 0,05 går det att identifiera en januarieffekt.

4.3 Formler

Ekvationer som använts för att illustrera den deskriptiva statistiken presenteras nedan. De uträknade värdena är plottade i tabell 4 men även i figur 3, 4 och 5.

$$\text{Avkastning: } r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad \text{Ekvation (3)}$$

Där r_t är avkastning månad t och P_t är indexvärdet för dagen t och P_{t-1} är indexvärdet för föregående månad.

$$\text{Genomsnittlig avkastning: } \underline{r}_t = \frac{\sum_{t=1}^n r_t}{h_i} \quad \text{Ekvation (4)}$$

Där \underline{r}_t är den genomsnittliga avkastningen, h_i står för antal handelsdagar och r_t står för månadsavkastning.

$$\text{Varians: } \sigma^2 = \sum_{t=1}^n (x_i - \mu)^2 \quad \text{Ekvation (5)}$$

$$\text{Standardavvikelse: } \sigma = \sqrt{\sigma^2} \quad \text{Ekvation (6)}$$

4.4 Deskriptiv statistik

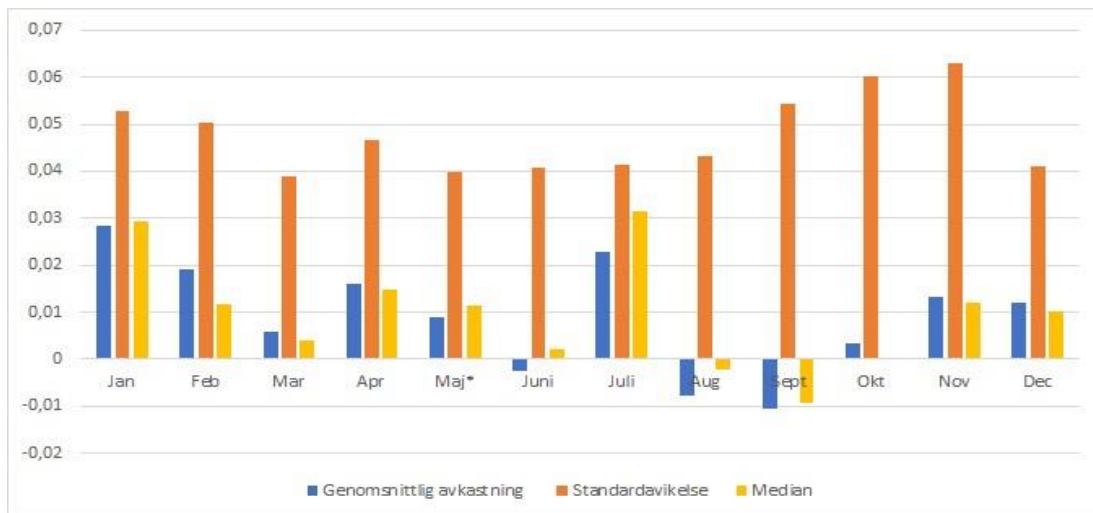
Nedan presenteras de genomsnittliga avkastningarna, standardavvikelsen och median-avkastningen för alla delperioder och hela urvalet. Värt att nämna är att för 2019 har genomsnittet för maj månad och framåt inte räknats ut, utan mellan maj-dec är det 1949–2018 års genomsnitt. Från figur 4,5 samt A3 går det att se ett mönster där januari och juli ger onormalt hög positiv avkastning med relativt låg standardavvikelse eller risk. Höstmånaderna augusti till november uppvisar däremot positiva och negativa värden för avkastning fast med relativt hög standardavvikelse. Detta mönster kan inte identifieras för tidsperioden 1985–2019. Från figur 6, framgår det att januari är genomsnittligt sämre än både februari och april, medan november och december uppvisar en liknande avkastning som för januari (se figur A1 och A2). Något som inte går att se för hela urvalet eller för tidsperioden 1949–1984.

Tabell 1 Genomsnittlig avkastning, medianavkastning och standardavvikelse per månad.

Period	Jan	Feb	Mar	Apr	Maj	Jun	Jul	Aug	Sept	Okt	Nov	Dec
1949–2019												
Genom.avkast	0,028	0,019	0,005	0,016	0,008	-0,002	0,022	-0,007	-0,010	0,003	0,013	0,012
Std.avvikelse	0,053	0,050	0,039	0,047	0,040	0,041	0,041	0,043	0,054	0,060	0,063	0,041
Median.avkast	0,029	0,012	0,004	0,015	0,011	0,002	0,031	-0,002	-0,009	0,000	0,012	0,010
1949–1984												
Genom.avkast	0,037	0,011	0,004	0,007	0,011	0,003	0,025	-0,002	-0,007	0,000	0,008	0,007
Std.avvikelse	0,044	0,046	0,028	0,041	0,035	0,034	0,033	0,035	0,030	0,043	0,043	0,028
Median.avkast	0,034	0,006	0,002	0,013	0,014	0,001	0,031	0,000	-0,012	-0,004	0,011	0,005
1985–2019												
Genom.avkast	0,020	0,027	0,008	0,025	0,007	-0,008	0,020	-0,013	-0,014	0,007	0,019	0,018
Std.avvikelse	0,060	0,053	0,048	0,051	0,045	0,046	0,049	0,050	0,072	0,074	0,078	0,051
Median.avkast	0,024	0,032	0,009	0,019	0,010	0,004	0,033	-0,007	0,002	0,016	0,014	0,018

Källa: Swedish house Of Finance (2019), NASDAQ (2019) & Affärsvärlden (2019)

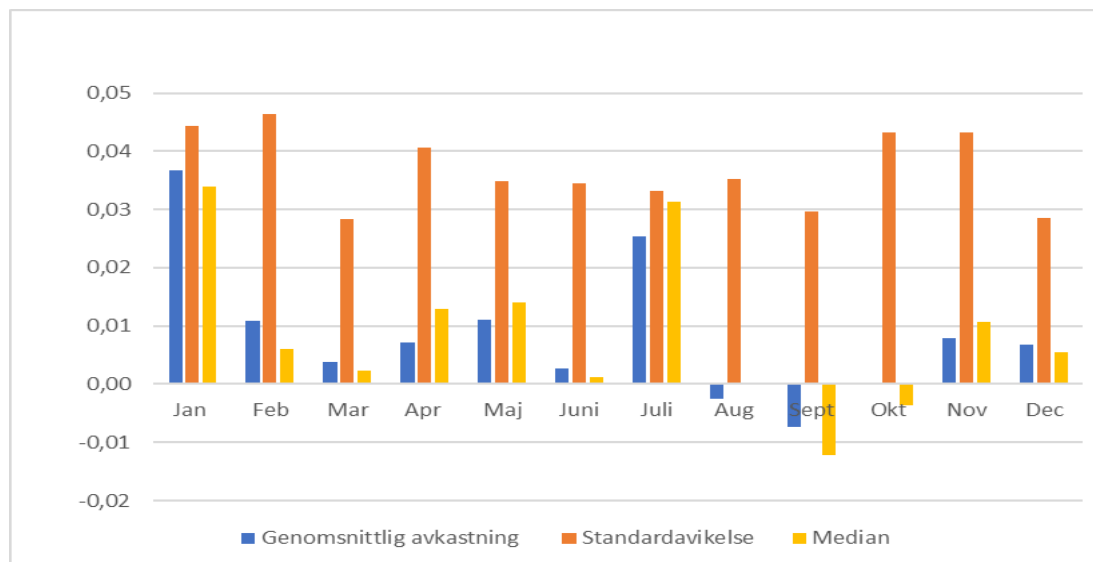
I figuren nedan (figur 4) så illustreras den genomsnittliga avkastningen, standardavvikelsen och medianavkastningen mellan åren 1949-2019.



Figur 4 Genomsnittlig avkastning, medianavkastning och standardavvikelse per månad 1949–2019.

Källa: Swedish house Of Finance (2019), NASDAQ (2019) & Affärsvärlden (2019)

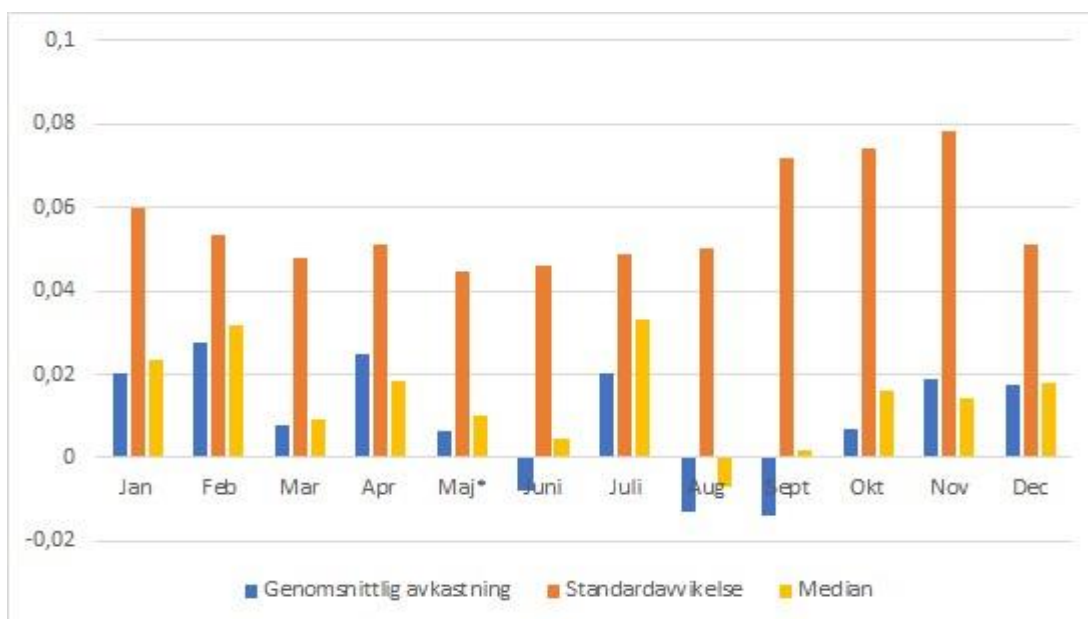
I figuren nedan (figur 5) så illustreras återigen den genomsnittliga avkastningen, standardavvikelsen och medianavkastningen men nu för åren 1949-1984.



Figur 5 Genomsnittlig avkastning, medianavkastning och standardavvikelse per månad 1949–1984.

Källa: Swedish house Of Finance (2019), NASDAQ (2019) & Affärsvärlden (2019)

I figuren nedan (figur 6) så illustreras återigen den genomsnittliga avkastningen, standardavvikelsen och medianavkastningen men nu för åren 1985-2019.



Figur 6 Genomsnittlig avkastning, medianavkastning och standardavvikelse per månad 1985–2019.

Källa: Swedish house Of Finance (2019), NASDAQ (2019) & Affärsvärlden (2019)

4.5 Regressionsresultat

Från resultatet i tabell 2 är det uppenbart att januarieffekten existerar för tidsperioden 1949–2019. Detta kan avläsas genom att koefficienten för dummyvariabeln "Januari" är signifikant. Koefficienten har värdet 0,0193 vilket är signifikant skilt från noll. Konfidensintervallet bekräftar även att koefficienten ligger mellan noll och ett men är inte negativt eller lika med noll. Av p-värdet kan vi även dra slutsatsen att med 99% säkerhet (eftersom p-värdet är mindre än 0,01) har dummyvariabeln för januari d.v.s. "Januari" en statistiskt signifikant inverkan på D LN AFGX d.v.s. avkastningen. Det går alltså att styrka att januarieffekten kan identifieras för hela urvalet.

Tabell 2 ARIMA regression för hela urvalet 1949–2019, totalt 843 observationer. För understrukna värden kan H:0 förkastas

D LN AFGX	Coef.	Std avvikelse	Z	P> z	[95% Conf. Intervall]	
LN AFGX						
Januari	<u>0,019</u>	0,005	3,44	<u>0,001</u>	<u>0,008</u>	<u>0,031</u>
Cons	0,006	0,002	3,02	0,003	0,002	0,011

Källa: Egna beräkningar inom ARIMA modellen

För resultatet av tidsperioden 1949–1984 i tabell 3 kan vi även dra liknande slutsatser som för hela urvalet. Koefficienten för dummyvariabeln är dock märkbart större än för hela tidsperioden. Den tar värdet 0,0326 istället för 0,0193, nästan en och en halv tiondel större. Detta indikerar på att januarieffekten för denna tidsperiod var starkare än för hela urvalet. Konfidensintervallet visar även på att koefficienten ligger mellan två större värden än för åren 1949–2019 vilket är vidare bevis på en starkare januarieffekt. P-värdet ligger även här långt under gränsen på 0,05 vilket leder till att vi kan förkasta nollhypotesen som är att koefficienten är lika med noll eller negativ.

Tabell 3 ARIMA regression för tidsperioden 1949–1984 totalt 431 observationer. För understrukna värden kan H:0 förkastas

D LN AFGX	Coef.	Std avvikelse	Z	P> z	[95% Conf. Intervall]	
LN AFGX						
Januari	<u>0,032</u>	0,005	5,89	<u>0,000</u>	<u>0,021</u>	<u>0,043</u>
Cons	0,004	0,002	2,25	0,024	0,002	0,008

Källa: Egna beräkningar inom ARIMA modellen

Resultatet för urvalet 1985–2019 i tabell 4 avviker från den föregående tidsperioden. För detta urval är koefficienten för januari inte statistiskt signifikant skild från noll d.v.s. det går inte att identifiera en januarieffekt för tidsperioden 1985–2019.

Konfidensintervallet och p-värdet indikerar på att vi inte med 95% säkerhet kan förkasta nollhypotesen om ingen korrelation mellan januari och avkastningen.

Tabell 4 ARIMA regression för tidsperioden 1985–2019 totalt 411 observationer

D LN AFGX	Coef.	Std avvikelse	Z	P> z	[95% Conf. Intervall]	
LN AFGX						
Januari	0,005	0,010	0,51	0,613	-0,015	0,025
Cons	0,007	0,003	2,10	0,036	0,002	0,014

Källa: Egna beräkningar inom ARIMA modellen

4.6 Autokorrelation

Första ordningens autokorrelation visar korrelationen mellan närliggande observationer i en tidsserieregession. Om aktieavkastningarna är positivt autokorrelerade innebär det att en hög avkastning har en stor benägenhet eller tenderar att följas av ytterligare en positiv avkastning. Motsatt betyder det att en negativ avkastning tenderar att följas av en ytterligare negativ avkastning. Är detta samband omvänt, om aktieavkastningarna istället är negativt autokorrelerade, betyder det att en hög avkastning tenderar att följas av en låg eller negativ utveckling av avkastningen och vice versa för en inledningsvis låg avkastning. Är autokorrelations-värdet lika med noll innebär det att det saknas ett samband eller autokorrelation mellan observationerna i tidsserien. Innebörden av signifikant autokorrelation på aktiemarknaden kan tyckas vara av mer subtil natur men det anses ofta vara ett tecken på att marknaden inte är effektiv. Om månadsavkastningarna skulle vara signifikant autokorrelerade betyder det bl.a. att historiska datan på avkastningen kan användas för att prognostisera framtida avkastningar.

Av tabell 5 framgår det att p-värdet för autokorrelationstest är lågt nog för att förkasta nollhypotesen och att avkastningarna för samtliga delperioder är signifikant autokorrelerade. Enligt EMH och slumpvandringsteorin borde avkastningarna inte vara autokorrelerade varken negativt eller positivt.

Tabell 5 LM test för första ordningens autokorrelation (Breusch godfrey) på månadsavkastningar mellan åren 1949–2019. För understrukna värden kan vi förkasta nollhypotesen.

Tidsperiod	1949–2019	1949–1984	1985–2019
Prob>Chi ²	<u>0,0000</u>	<u>0,0004</u>	<u>0,0001</u>

Källa: Egna beräkningar inom ARIMA modellen

Istället borde de inte följa något slags mönster eller kunna prognostiseras med någon slags precision. För att den effektiva marknadshypotesen och slumpvandringsteorin skall förkastas krävs dock bevis för att överavkastning kan uppnås genom ett systematiskt användande av de historiska avkastningarna i en portföljmodell. Även då bör inte slutsatsen vara att det med säkerhet går att förkasta dessa modeller utan att det endast är en indikation på hur applicerbar EMH och slumpvandringsteorin är i verkligheten.

4.7 Normalfördelning

Ett normalfördelningstest genomfördes för att undersöka avkastningarnas fördelning. Undersökningen av fördelningen är av största intresse då det utgör en viktig byggsten för teoribildningen inom finansiell ekonomi. Testet bidrar även med information om avkastningarna är normalfördelade och oberoende över tiden, vilket är en grundläggande del i den moderna portföljvalsteorin. Om resultatet visar sig vara normalfördelat går det att dra slutsatsen att fördelningen fullständigt kan beskrivas med standardavvikelsen och förväntad avkastning. Således tillräckligt att känna till spridning och medelvärde. Vilket underlättar rangordningen vid val av strategier och portföljer då medel-varianskriteriet (*mean-variance criterion*) kan användas. Därmed kan kvoten mellan risk (mätt som varians eller standardavvikelse) och förväntad avkastning användas för att rangordna olika investeringsalternativ (Frennberg & Hansson 1995).

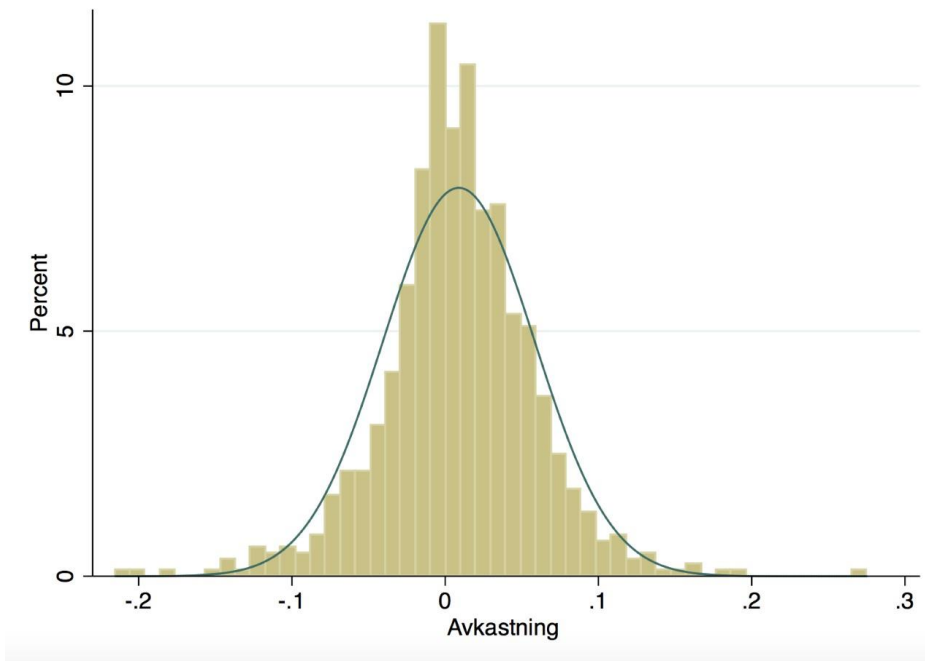
Tabell 6 Skevhet och kurtosis test för normalfördelningen mellan 1949–2019. För understrukna värden kan nollhypotesen förkastas.

Period	Obs	Pr(Skewness) (Skevhet)	Pr (Kurtosis)	Top adj Chi ² (2)	Prob>Chi ²
1949–2019	844	0,299	0	45,68	<u>0,000</u>
1949–1984	432	0,002	0,0006	17,77	<u>0,002</u>
1985–2019	412	0,041	0	22,08	<u>0,000</u>

Källa: Egna beräkningar inom ARIMA modellen

Resultaten visas i tabell 6 och i figur 7. I tabell 6 delas hela tidsperioden in i två delperioder och ett resultat visas för hela tidsperioden. Normalfördelningen skall vanligtvis vara symmetrisk. Det innebär att det är lika stor sannolikhet för negativa som positiva avvikelser från medelvärdet. Skevhet är ett mått på asymmetri och ska på grund av sannolikheten vara noll. Det statistiska måttet för "toppighet" och "tjocka svansar" kring den klockformade normalfördelningen kallas kurtosis och skall ha värdet tre för en normalfördelning (Frennberg & Hansson 1995).

Resultatet som framgår av normalfördelningstestet i figur 6 och tabell 6 tyder på en hel del avvikelser från normalfördelningen. I tabell 6 framgår det att måttet för skevhet avviker från fördelningen av avkastningarna. Tydligast är detta för hela tidsperioden men det gäller även för delperioderna. Detta visas även grafiskt i figur 6 där den observerade fördelningen på avkastningarna, staplarna, klart avviker från kurvan för normalfördelningen. I figur 6 går det att utläsa att det finns en övervikt av negativa utfall, detta leder till en negativ asymmetri. Således går det inte för en investerare att utläsa om medel-varians kriteriet håller utan att eliminera de negativa- och positiva värdena som normalfördelningstestet visar.



Figur 7 Histogram för avkastningarna mellan åren 1949–2019. Kommentar, på den horisontella axeln anges avkastning och på den horisontella axeln anger antal observationer i procent per “klass”.

Källa: Swedish house Of Finance (2019), NASDAQ (2019) & Affärsvärlden (2019)

5. Resultat och slutsats

I följande kapitel diskuteras resultaten av den empiriska analysen och implikationerna av testernas resultat i ljuset av rådande teori och tidigare studier.

Sammanfattningsvis tyder den statistiska analysen på att januarieffektens existens inte kan styrkas utan avvikelser för olika tidsperioder. Detta resultat är inte helt i linje med tidigare studier se bl.a. Frennberg & Hansson (1995) och Claesson (1987). I dessa studier har de ganska entydigt kunnat styrka januarieffektens existens för det urval som undersökts. Enligt vår uppfattning har skillnaden i urval haft en stor inverkan på resultatet. Dessutom kan den finansiella instabiliteten sedan 80-talet, som för det mesta drivits av historiska händelser t.ex. de asiatiska tigerekonomiernas kris 1997, internetbubblan 2000 och finanskrisen 2008, har en stor inverkan på kursrörelser (se appendixtabell A1 och A2) och därmed i förlängningen mönster på den finansiella marknaden.

Fortsättningsvis visar regressionen för hela urvalet en tydlig januarieffekt. Men i det mindre urvalet, tidsperioden 1985-2019 finner vi ingen januarieffekt. Möjligen kan kraftiga fluktuationer på marknaden under tidigt 2000-tal ligga till grund för detta resultat. Resultatet av autokorrelationstestet understödjer även detta resonemang då månadsavkastningarna för samtliga delperioder påvisar autokorrelation och därmed inte följer ett slumpvandringmönster. Detta skulle kunna ses som en indikator på att aktiekursers rörelser uppvisar återkommande mönster vilket skulle kunna ge teoretiskt utrymme för mönster på aktiemarknaden. Således behöver detta inte betyda att det går att förkasta slumpvandringsteorin eller EMH, utan det kan vara en indikation på en viss oförutsägbarhet på den svenska börsen.

Resultatet som framgår av normalfördelningstestet visar på avvikelser från normalfördelningen, både negativa och positiva värden. Frekvensen av relativt negativa värden, som vårt material visar på, skulle för investeraren innebära att aktier är mer riskfyllda än vad de skulle tro genom att bara studera standardavvikelseerna i tabell 4. I enlighet med medel-varianskriteriet (eng: meanvariance criterion) väljer investerare att analysera de negativa resultaten i

normalfördelningen. Investerare definierar risk som avkastning under en viss miniminivå snarare än att analysera spridningen kring medelvärdet. Enligt medelvarianskriteriet gäller att portföljer som ligger under minimum-varians portföljen i figur 2, går således att på förhand avvisas då de anses ineffektiva av investerare. Därav går det inte att utläsa om medel-varianskriteriet håller utan att eliminera extremvärdena som normalfördelningstestet visar. Skulle de extremt negativa värdena elimineras eller uteslutas skulle januarieffektens existens under delperioden 1985-2019 möjligen kunna observeras som en förekomst istället för en frånvaro som normalfördelningstestet visar.

Resultaten av våra statistiska undersökningar överensstämmer därmed inte helt med Frennberg & Hanssons resultat. Vi är dock försiktigt skeptiska till våra resultat då vi tror att vi saknar den fulla bilden i vår estimering av januarieffekten mellan åren 1985-2019.

Våra resultat ligger dock helt i linje med Frennberg & Hanssons investeringsstrategi där de föreslog att "köpa till advent och sälja till kräftorna". Alltså att köpa aktier i december och sälja till augusti för att således undvika nedgången under höstmånaderna, samtidigt maximera uppgången i januari och vårmånaderna (se figur 3 samt figur A4). Detta istället för att använda en "köp och håll strategi" (*buy and hold strategy*), vilket innebär att investerare köper och håller aktier över en längre period, i hopp om att portföljen stegvis går med vinst över en lång tidsperiod. Skulle en sådan investeringsmodell kunna användas av investerare idag, för att få en kontinuerlig överavkastning på deras placeringar, skulle det kunna vara en indikation på huruvida januarieffekten existerar eller ej.

Referenser

Affärsvärlden (u.å) *Om AFGX* (2019-04-25).

<https://www.affarsvarlden.se/bors/index/info/afv/>

Barry, C. B. & Brown, S. J. (1984) *Differential information and the small firm effect*. Journal of Financial economics.

Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (2012) *Essentials of investment*, McGraw-Hill Irwin.

Brown, P., Keim, D. B., Kleidon, A. W. & Marsh, T. A. (1983). *Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: Analysis of the arguments and Australian evidence*. Journal of financial economics.

Claesson, K. (1987) *Effektiviteten på stockholms fondbörs*, Stockholm: Ekonomiska Forskningsinstitutet vid Handelshögskolan i Stockholm (EFI).

De Bondt, W. & Thaler, R. (1985). *Does the Stock Market Overreact?* The Journal of Finance, Vol. 40, No. 3.

Englund, P., Krusell, P., Persson, M., Persson, T., & Strömberg, P. (2013) *2013 års Ekonomipris till Eugene Fama, Lars Peter Hansen och Robert Shiller*. Ekonomiskdebatt, Vol. 41, No. 8.

Euroclear (u.å) *Aktieägandet i Sverige* (2019-05-16).

https://www.euroclear.com/dam/ESw/Brochures/Documents_in_Swedish/Aktieagandet_i_Sverige_2018.pdf

Fama, E. F. & Malkiel, B. G (1970) *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*.

- Frennberg, P., Hansson, B. (1995) *Säsongsmönster på den svenska aktiemarknaden*, Servisens Skriftserie, 1995:1.
- Gultekin, M. N. & Gultekin, N. B. (1983). *Stock market seasonality: international evidence*. Journal of financial economics.
- Handelsrådet (u.å) *Handels betydelse, då nu och i framtiden* (2019-05-15).
http://handelsradet.se/wp-content/uploads/2017/06/Handels-betydelse-da-nu-och-iframtiden_HER-rapport-2017.pdf
- Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk*. *Econometrica*, Vol. 47, No. 2.
- Keim, D. B. (1986). *The CAPM and equity return regularities*. Financial analysts journal.
- Malkiel, B. (1973) *A random walk down Wall Street*, W. W. Norton & Company
- Nasdaq (u.å) *Om oss*. (2019-04-11) <http://www.nasdaqomxnordic.com/omoss?languageId=3>
- Piórkowska, K., Stamenkovic A. (2011) *Avvikelser på den svenska börsen - En studie av tre anomalier: P/E-talseffekten och januarieffekten, Julieffekten*.
- Regnault, J. D. (1866) *Calcul des chances et philosophie de la bourse*.
- Scholes, M. S. (1972). *The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of information on share prices*. Journal of business.

Schultz, P. (1985). *Personal income taxes and the January effect: Small firm stock returns before the war revenue act of 1917: A note*. Journal of finance.

Statistiska centralbyrån (2019-03-07 9.30) *Utländskt aktieäggande minskade på börsen*.

(2019-04-11) [https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/finansmarknad/aktieagarstatistik/aktieagarstatistik/pong/statistiknyhet/aktieagarstatistik - december-2018/](https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/finansmarknad/aktieagarstatistik/aktieagarstatistik/pong/statistiknyhet/aktieagarstatistik-december-2018/)

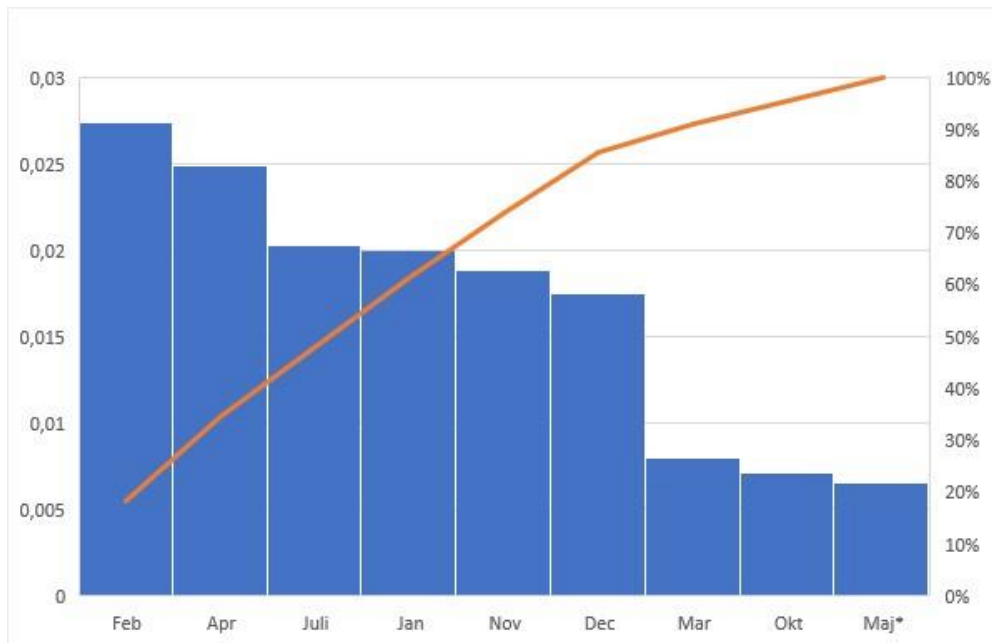
Statistiska centralbyrån (2019-03-07) *Ägandet av aktier i bolag noterade på svensk*

marknadsplats. (2019-04-23) <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efteramne/finansmarknad/aktieagarstatistik/aktieagarstatistik/pong/tabell-och-diagram/agandetav-aktier-i-bolag/>

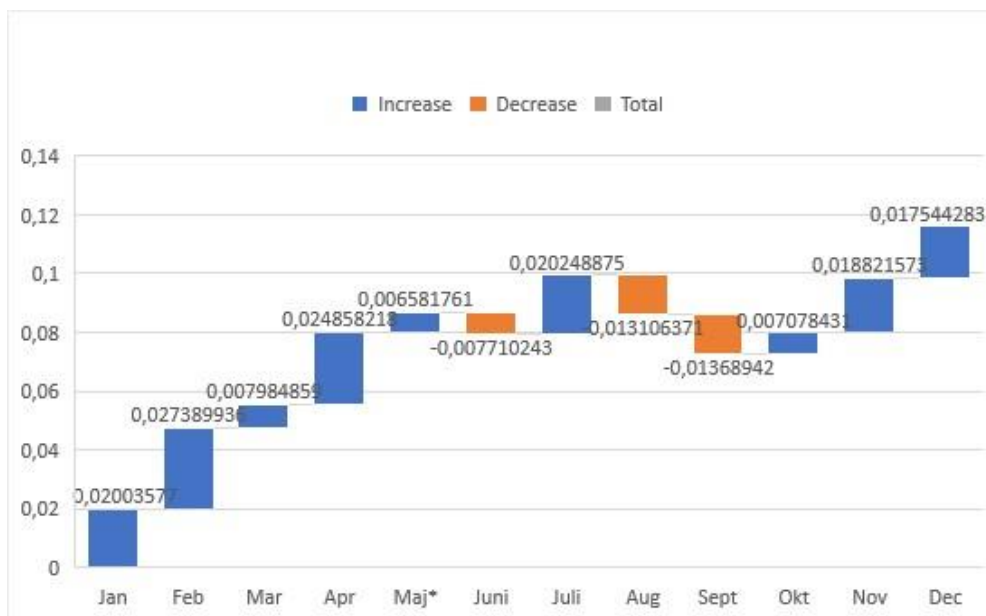
Wachtel, B., Sidney (1942), *Certain Observations on Seasonal Movements In Stock Prices*, Journal of Business University Of Chicago Press, Vol. 15.

H. Nejat Seyhun (1988), *The January Effect and Aggregate Insider Trading*, Journal of finance, vol 43.

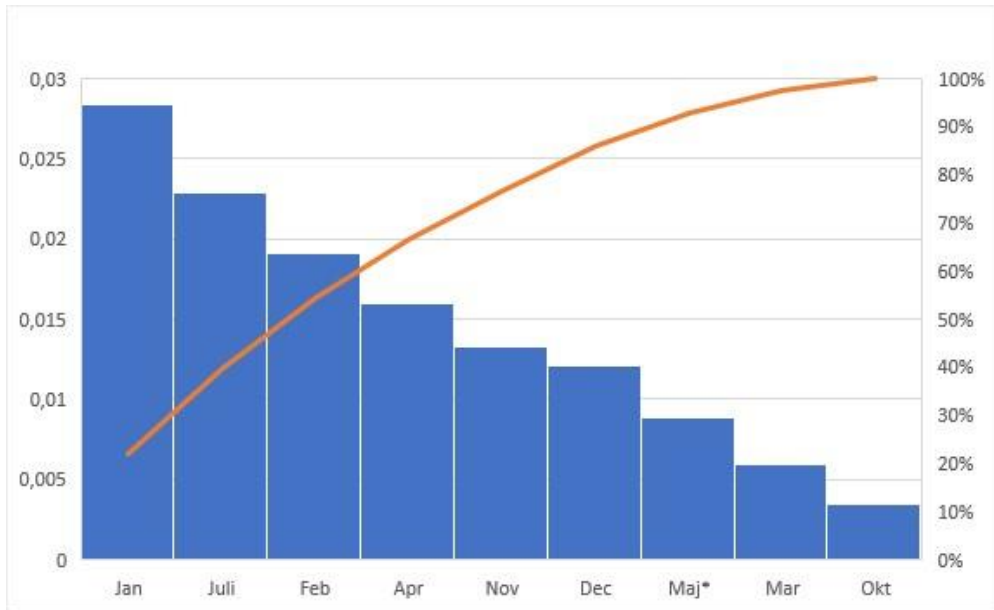
Appendix



Figur A1. Paretodigram, de individuella värdena är representerade i fallande ordning och den ackumulerade totalen representeras av linjen 1949–2019.



Figur A2 Vattenfallsdiagram, staplarna illustrerar den kumulativa genomsnittliga ökningen eller nedgång för varje månad mellan åren 1985–2019.



Figur A3. Paretodigram, de individuella värdena är representerade i fallande ordning och den ackumulerade totalen representeras av linjen 1949–2019.



Figur A4. Vattenfallsdiagram, staplarna illustrerar den kumulativa genomsnittliga ökningen eller nedgången för varje månad mellan åren 1949–2019.

Tabell A1

Period	Jan	Feb	Mar	Apr	Maj	Jun	Jul	Aug	Sept	Okt	Nov	Dec
1999–2008												
Genom.avkast	0,0005	0,018	-0,006	0,021	-0,010	-0,016	-0,006	-0,002	-0,037	0,016	0,030	0,021
Std.avvikelse	0,056	0,066	0,055	0,063	0,040	0,064	0,047	0,036	0,076	0,087	0,074	0,075

Genomsnittlig avkastning och standardavvikelse på månadsbasis 1999–2008

Tabell A2

Period	Jan	Feb	Mar	Apr	Maj	Jun	Jul	Aug	Sept	Okt	Nov	Dec
2009–2018												
Genom.avkast	0,005	0,028	0,006	0,027	-0,008	-0,016	0,032	-0,015	0,012	0,015	0,008	0,005
Std.avvikelse	0,047	0,032	0,031	0,059	0,038	0,030	0,046	0,042	0,043	0,046	0,024	0,034

Genomsnittlig avkastning och standardavvikelse på månadsbasis 1999–2008