

Virkesprisets Inverkan På Avverkningsmängd

En Undersökning om hur Rot priset Påverkar
Avverkningsmängden av Grantimmer och Massaved av tall

Ewerth Sommardahl

Examensarbete för skogsbruksingenjör (YH)-examen

Bioekonomi

Raseborg 2026

EXAMENSARBETE

Författare: Ewerth Sommardahl

Utbildning och ort: Bioekonomi, Yrkehögskolan Novia, Raseborg

Inriktning: Skogsbruk

Handledare: Kaj Hällfors

Titel: Virkesprisets inverkan på avverkningsmängd – En undersökning om hur rotpriset påverkar avverkningsmängden av grantimmer och massaved av tall

Datum: 25.5.2026 Sidantal: 46

Bilagor: 1

Abstrakt

Denna studie undersöker sambandet mellan virkespris och avverkningsmängd, virkespriserna har ökat mycket tydligt under de senaste åren och syftet med detta arbete är att ta reda på om det finns ett signifikant samband mellan virkespris och avverkningsmängd, vilka andra faktorer som påverkar skogsägares beslut om att avverka sin skog samt vilka mekanismer som faktiskt styr virkespriserna.

Studien tillämpade en mixad metod bestående av semistrukturerade intervjuer av olika skogsägare samt regressionsanalys, sortimenten som regressionsanalyserna begränsades till i denna studie var grantimmer och massaved av tall. Tidsperioden som undersöktes var år 2015–2024. I studien användes totalt två nivå-regressionsmodeller samt två differenstranformerade regressionsmodeller för att undersöka hur rotpriset för bägge sortimenten påverkas, och ytterligare två partiellt-differenstranformerade regressionsmodeller för att undersöka sambandet mellan avverkningsmängden och rotpriset för bägge sortimenten.

Resultaten från regressionsanalysen visar att det inte finns ett signifikant samband mellan avverkningsmängd och rot pris för vare sig grantimmer eller massaved av tall, regressionsanalysen påvisade dock att det förekommer ett klart säsongsmönster när det gäller avverkningsmängden av bägge sortimenten. Regressionsanalyserna visade även bland annat att sambandet mellan rot pris på grantimmer och påbörjad nybyggnad i Finland var statistiskt signifikant på 1 % nivå, samt att sambandet mellan rotpriset på massaved av tall och ryska invasionen av Ukraina var statistiskt signifikant på 5 % nivå.

Intervjusvaren från skogsägarna visade att virkespriserna spelar en väldigt obetydlig roll när de fattar beslut om att avverka sin skog, i stället påverkar främst faktorer som behov av kapital, skogens omloppscykel och skogsbruksplanens riktlinjer beslutet om avverkning. Totalt intervjuades fem olika skogsägare och intervjusvaren stöder det som regressionsmodellerna påvisade.

Slutsatsen är att priset på virke har en relativt liten inverkan på avverkningsmängden i Finland, det kan även konstateras att virkespriserna påverkas av ett stort antal olika mekanismer, dessa mekanismer skiljer sig även delvis beroende på sortiment. För att statistiskt bevisa att samma fenomen gäller för resterande virkessortiment så behövs ytterligare forskning dock göras.

Språk: svenska

Nyckelord: virkespris, avverkning, regressionsanalys, intervju, skogsbruk

OPINNÄYTETYÖ

Tekijä: Ewerth Sommardahl

Koulutus ja paikkakunta: Biotalous, Yrkeshögskolan Novia, Raasepori

Suuntautumisvaihtoehto: Metsätalous

Ohjaaja: Kaj Hällfors

Nimike: Puun hinnan vaikutus hakkuumääriin – Tutkimus siitä, miten kantohinta vaikuttaa kuusitukin ja mäntykuitupuun hakkuumääriin

Päivämäärä: 25.5.2026

Sivumäärä: 46

Liitteet: 1

Tiivistelmä

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan puun hinnan ja hakkuumäärän välistä yhteyttä. Puun hinnat ovat nousseet viime vuosina hyvin selvästi, ja tämän työn tarkoituksena on selvittää, onko puun hinnan ja hakkuumäärän välillä merkittävä yhteys, mitkä muut tekijät vaikuttavat metsänomistajien päätökseen hakata metsänsä sekä mitkä mekanismit todellisuudessa ohjaavat puun hintoja.

Tutkimuksessa sovellettiin sekamenetelmää, joka koostui eri metsänomistajien puolistrukturoiduista haastatteluista sekä regressioanalyysistä. Tässä tutkimuksessa regressioanalyysit rajattiin kuusitukkiin ja mäntykuitupuuhun, ja tarkasteltu ajanjakso oli vuodet 2015–2024. Tutkimuksessa analysoitiin yhteensä kaksi taso-regressiomallia, jotka tarkastelevat molempien puutavaralajien kantohintaan vaikuttavia tekijöitä, kahta differenssimuunnettua regressiomallia, jotka tarkastelevat molempien puutavaralajien kantohintaan vaikuttavia tekijöitä, sekä kahta osittain differenssimuunnettua regressiomallia, jotka tarkastelevat hakkuumäärän ja molempien puutavaralajien kantohinnan välistä yhteyttä.

Regressioanalyysin tulokset osoittavat, että hakkuumäärän ja kantohinnan välillä ei ole merkittävää yhteyttä kummassakaan puutavaralajissa – ei kuusitukissa eikä mäntykuitupuussa. Regressioanalyysi osoitti kuitenkin, että molempien puutavaralajien hakkuumäärässä esiintyy selvä kausiluonteisuus. Regressioanalyysit osoittivat myös muun muassa, että kuusitukin kantohinnan ja Suomessa aloitetun uudisrakentamisen välinen yhteys oli tilastollisesti merkitsevä 1 %:n tasolla, ja että mäntykuitupuun kantohinnan ja Venäjän Ukrainan-hyökkäyksen välinen yhteys oli tilastollisesti merkitsevä 5 %:n tasolla.

Metsänomistajien haastatteluvastaukset osoittivat, että puun hinnoilla on hyvin vähäinen merkitys heidän tehdessään päätöstä metsänsä hakkuusta. Sen sijaan päätökseen vaikuttavat ensisijaisesti tekijät kuten pääoman tarve, metsän kiertoaika ja metsäsuunnitelman ohjeet. Yhteensä haastateltiin viittä eri metsänomistajaa, ja haastatteluvastaukset tukevat regressiomallien osoittamia tuloksia. Johtopäätöksenä voidaan myös todeta, että puun hinnalla on suhteellisen vähäinen vaikutus hakkuumääriin Suomessa. Voidaan myös todeta, että puun hintaan vaikuttavat useat eri mekanismit, jotka myös osittain vaihtelevat puutavaralajeittain. Jotta sama ilmiö voidaan tilastollisesti todistaa myös muiden puutavaralajien osalta, tarvitaan kuitenkin lisää tutkimusta.

Kieli: ruotsi

Avainsanat: puun hinta, hakkuu, regressioanalyysi, haastattelu, metsätalous

BACHELOR'S THESIS

Author: Ewerth Somnardahl

Degree Programme: Bioeconomy, Yrkeshögskolan Novia, Raseborg

Specialisation: Forestry

Supervisor: Kaj Hällfors

Title: Timber Price Impact on Logging Volume – A Study on How Stumpage price affect the Logging Volume of Spruce Timber and Pine Pulpwood

Date: 25.5.2026 Number of pages: 46

Appendices: 1

Abstract

This study examined the relationship between timber prices and logging volumes. Timber prices have risen clearly in recent years, and the purpose of this study was to determine whether there is a significant relationship between timber prices and logging volume, what other factors influence forest owners' decisions to harvest their forests, and what mechanisms regulate timber prices.

This study applied a mixed-methods approach consisting of semi-structured interviews with various forest owners and regression analyses. The assortments examined in the regression analyses were limited to spruce sawlogs and pine pulpwood. The period studied was 2015-2024. A total of two level-regression models examining the factors affecting the stumpage price for both assortments, two difference-transformed regression models examining the factor affecting the stumpage price for both assortments, and finally two partially difference-transformed regression models examining the relationship between logging volume and stumpage price for both assortments were examined.

The results of the regressions analysis showed that there is no significant relationship between logging volume and stumpage price for either spruce sawlog or pine pulpwood, the regressions analysis did however reveal a clear seasonal pattern in logging volume of both assortments. The regression analyses also showed that the relationship between the stumpage price of spruce sawlogs and new construction starts in Finland was statistically significant at the 1 % level, and that the relationship between the stumpage price of pine pulpwood and the Russia's invasion of Ukraine was statistically significant at the 5 % level.

The interview responses from forest owners' indicated that timber prices play a insignificant role in their decisions to harvest their forests. Instead, the decision to harvest was primarily influenced by factors such as the need for capital, the forests rotation cycle, and the guidelines of the forest management plan. Five forest owners' were interviewed, and the responses supported the findings of the regression models.

The conclusion drawn was that timber prices have a relatively small impact on logging volumes in Finland. It can also be noted that timber prices are influenced by many different mechanisms, which also partly differ depending on the assortment. However, further research would be needed to statistically demonstrate that the same phenomenon applies to the remaining timber assortments.

Language: Swedish

Key words: timber price, logging, regression analysis, interview, forestry

Innehållsförteckning

1	Inledning.....	1
1.1	Syfte.....	1
2	Teori.....	2
2.1	Tidigare studier.....	2
2.2	Gauss-Markovs antaganden.....	3
2.2.1	Feltermernas väntevärde.....	3
2.2.2	Linjäritet.....	4
2.2.3	Stationäritet.....	5
2.2.4	Differenstransformation.....	5
2.2.5	Autokorrelation.....	6
2.2.6	Multikollinearitet.....	6
2.2.7	Residualernas varians – homoskedasticitet.....	7
2.3	Priselasticitet.....	7
2.4	Efterfrågan och utbud.....	8
2.5	Rot- och leveranspris.....	9
2.6	Byggsektorns utveckling och virkesbehov.....	10
2.6.1	EU:s byggsektor.....	10
2.6.2	Asiens byggsektor.....	10
2.6.3	Amerikas byggsektor.....	11
2.7	Geopolitisk osäkerhet.....	11
2.7.1	USA:s tullar.....	12
2.7.2	Rysslands invasion av Ukraina.....	12
2.7.3	Valutans styrka och inflation.....	13
2.8	Lokala faktorer.....	13
3	Metoder.....	14
3.1	Regressionsanalys.....	14
3.2	Intervju.....	18
4	Resultat.....	19
4.1	Nivåmodell för massavedpris på tall.....	20
4.2	Nivåmodell för grantimmerpris.....	23
4.3	Differensmodell för grantimmerpris.....	26
4.4	Differensmodell för massavedpris på tall.....	29
4.5	Regressionsmodell Avverkningsmängd – grantimmer.....	32
4.6	Regressionsmodell för avverkningsmängd av massaved av tall.....	35
5	Intervjuer.....	38
6	Diskussion.....	40

7	Referenser.....	43
8	Bilaga.....	47

1 Inledning

Skogssektorn har en central roll i Finlands nationalekonomi och står även för en stor del av landets exportintäkter. Finland är en av de mest skogstäta nationerna och till skillnad från många andra länder så äger privata skogsägare majoriteten ca. 60 % av den totala skogsmarken. Staten äger ca. 26 %, Skogsindustrin ca. 9 % och resterande 5 % ägs av bland annat kommuner, församlingar etc (Facts about Finnish forests, 2023). Skogen är en viktig inkomstkälla för många personer, och i Finland är aktivt skogsbruk något som många är stolta över. Virkespriserna har ökat explosionsartat de senaste åren jämfört med en 10-årsperiod och nådde sin topp under sommaren 2025 (Ingen betydande förbättring i efterfrågan på skogsindustriprodukter i sikte, 2025), men faktorerna som har påverkat denna upptrissning av virkespris är dock flera.

I denna studie undersöks ett eventuellt samband mellan virkespris och mängden avverkningar i Finland. Jag kommer även att behandla ytterligare faktorer som kan påverka skogsägares beslut om att avverka sin skog. Studien består av både regressionsanalys (kvantitativ) och intervju av olika skogsägare (kvalitativ).

Idén till detta arbete föddes hösten 2025 efter en längre tids reflektion över möjliga forskningsområden, undersökningen görs utifrån eget initiativ utan uppdrag från ett företag eller organisationer. Det var klart från början att arbetet på något vis skulle behandla den ekonomiska aspekten av skogsbruket, intresset för statistik bidrog även till det slutliga forskningsområdet. Med kännedom om att virkespriserna hade ökat markant de senaste åren så väcktes frågor kring huruvida detta faktiskt har påverkat finländska skogsägares avverkningsbetende samt i vilken utsträckning detta i så fall har skett? Utöver detta uppstod även en frågeställning kring vilka andra faktorer som har påverkat skogsägares beslut om avverknin.

En litteraturgenomgång påvisade att inget identiskt arbete tidigare hade genomförts på svenska inom detta specifika ämnesområde. Efter diskussion med en av lektorerna inom bioekonomi bedömdes undersökningen vara relevant, därefter började arbetet med dessa problemformuleringar.

1.1 Syfte

Målet med detta arbete är att undersöka om det verkligen finns ett samband mellan virkespriset och mängden avverkningar som görs samt hur stark inverkan höga virkespriser

faktiskt har för skogsägares beslut om att avverka sin skog. Utöver höga priser på virke så vill jag även i och med detta arbete ta reda på vilka andra faktorer som påverkar skogsägare när de beslutar sig för att avverka sin skog. Slutligen så vill jag i denna studie också undersöka vad som faktiskt påverkar och styr virkespriserna. Jag tror att detta arbete kan gynna både personer som är intresserade av skogs samt personer som är intresserade av ekonomi och statistik. De centrala frågeställningarna som undersökningen grundar sig på är följande:

- Finns det ett samband mellan höga virkespriser och mängden avverkningar som gjorts?
- Vilka mekanismer styr virkespriserna?
- Vilka faktorer utöver höga virkespriser påverkar skogsägares avverkningsbeslut?

2 Teori

2.1 Tidigare studier

Tidigare gjorda arbeten som behandlar ett liknande ämne som denna studie är bland annat Consistent estimation of long-run nonindustrial private forest owner timber supply using micro data (Favada, Kuuluvainen, & Uusivuori, 2007). Detta arbete behandlar hur rotpris samt skogsägares egenskaper påverkar den privata skogsägarens virkesutbud på lång sikt i Finland, i denna studie hade man samlat in data från år 1994–1998 och totalt 1860 skogsägare medverkade. Resultatet från denna studie överensstämmer med Faustmans rotationscykel, resultatet påvisade att skogsägare bestämmer avverkningstidpunkten också utifrån ekonomiska behov i stället för endast skogliga behov.

Studien: Effects of Gender and length of land tenure on timber supply in Finland som publicerades år 2014 undersökte virkesutbudet från privatägda skogar. I denna undersökning använde man sig av Tobit modell samt micropaneldata från en enkätundersökning som gjordes 2004–2008 i vilken 1299 skogsägare deltog (Kuuluvainen, Karppinen, Hänninen, & Uusivuori, 2014). Resultatet från denna studie påvisade att kvinnor generellt sålde virke mindre frekvent, dock sålde kvinnor större mängd virke per affär när de väl sålde. Studien påvisade även att faktorer som på kort sikt påverkar skogsägares beslut om avverkning är virkespris, skogsägarens ålder, inkomst, virkesförråd samt skogsareal.

I en amerikansk studie från 2023 undersöktes utbud samt priselasticitet för rotpriset på tall, samt skillnader mellan massaved och timmer i dessa frågor. I studien användes privata skogsägares försäljningsdata från år 2010–2019. Studiens resultat påvisade bland annat att det förekommer relativt stora skillnader i priselasticitet mellan timmer, massaved och chip-n-saw (CNS), studien påvisade även att timmerpriset hade en signifikant effekt på utbudet av massaved och CNS (Shahi, Siry, Bettinger, Li, & Smith, 2023).

2.2 Gauss-Markovs antaganden

När man arbetar med multipel minsta kvadratmetoden (Ordinary Least Squares) - regressionsmodeller så bör man uppfylla fem antaganden för att regressionsmodellen ska kunna uppnå "Best Linear Unbiased Estimator" (BLUE) och anses vara pålitligt. De antaganden som bör uppfyllas är följande: feltermernas väntevärde är noll, Linjäritet, ingen perfekt multikollinearitet, ingen autokorrelation och homoskedasticitet, utöver detta bör variablerna även vara stationära när man arbetar med tidsseriedata (Sharma, 2024).

2.2.1 Feltermernas väntevärde

Ett av Gauss-Markov-satsens antaganden är kravet på exogenitet i regressionsmodellen detta innebär att de oberoende variablerna inte ska korrelera med feltermen (Gauss Markov Theorem & Assumptions, 2018). Om en eller flera av oberoende variablerna korrelerar med feltermen så kallas det endogenitet, om detta fenomen uppstår så leder det till att resultaten från regressionsmodellen blir felaktiga och opålitliga. Endogenitet kan uppkomma till exempel om man har utelämnat variabler eller om den oberoende variabeln påverkar den beroende variabeln men den beroende variabeln påverkar också den oberoende variabeln (Exogeneity: Definition, 2018).

I denna undersökning har inget formellt test gjorts för att statistiskt bevisa att regressionsmodellerna lider av endogenitet, dock finns det teoretisk grund för att de variabler som inkluderas skulle anses vara exogena. Till exempel fastställs euribor utifrån den genomsnittliga räntan som de stora europeiska bankerna är villiga att låna ut pengar till och som grantimmerpriset inte har möjlighet att påverka (Beskrivning, u.d.). Brent-oljepriset bestäms främst av det globala utbudet och efterfrågan, och Finland som land är en väldigt liten aktör med minimal inverkan på priset av olja, det finska rot priset på grantimmer och massaved av tall anses alltså ha så gott som noll inverkan på brent-oljepriset (Cliffe, u.d.). Den ryska invasionen av Ukraina är en geopolitisk händelse som orsakades av politiska och

militära faktorer och anses vara fullständigt exogen i förhållande till både priset på massaved av tall samt grantimmerpriset (Ukraina, 2025). Påbörjade nybyggnader i Finland är den enda oberoende variabeln där det finns lite risk för endogenitet eftersom höga virkespriser möjligtvis skulle kunna motverka byggandet, detta gäller dock endast för grantimmerpriset och inte priset för massaved av tall eftersom tall massaved inte används inom byggsektorn. Påbörjade nybyggnader styrs dock primärt av andra faktorer än höga grantimmer priser. Några exempel skulle bland annat vara räntor och befolkningstillväxt (Charrey, 2024). Vad gäller de laggade versionerna av priset på massaved av tall och grantimmerpris vilka anges som oberoende variabler i de differntierade modellerna så anses de vara exogena eftersom deras värde bestäms i en tidigare period.

I de två regressionsmodellerna där avverknings mängd av massaved av tall och grantimmer fungerar som beroende variabler så är grantimmerpris och priset på massaved av tall de enda två oberoende variabelerna som utgör en risk för endogenitet. Tidigare studier har visat att högre pris skulle potentiellt kunna leda till mera avverkningar (Shahi, Siry, Bettinger, Li, & Smith, 2023) och en större mängd avverkningar leder till ett större utbud vilket i sin tur teoretiskt sett skulle kunna leda till att priserna pressas ner. För dessa modeller så anses laggad avverkningsmängd vara exogen av samma orsak som nämndes för de två andra modellerna, det vill säga att avverkningsmängden bestäms i föregående period. Säsongsdummys som användes för dessa två regressionsmodeller kan även anses vara exogen eftersom säsongsvariationen bestäms av väderförhållanden och klimat primärt och avverkningsmängden kan inte påverka vilken säsong det är.

2.2.2 Linjäritet

När man undersöker linjäritet hos regressionsmodellen så undersöker man egentligen formen på sambandet mellan den beroende variabeln och de oberoende variabelerna (Linjär regression, u.d.). För att kontrollera linjäritet för regressionsmodellerna så plottades de uppskattade Y-värdena mot residualerna och skapade ett punktdiagram, efter detta gjordes en visuell bedömning av punktdiagrammen för att avgöra om regressionsmodellerna är linjära eller inte. Utöver detta gjordes Ramsey-Reset test i Microsoft Excel genom att inkludera de uppskattade Y värdet i kvadrat samt i kubik som oberoende variabler och en ny regressionsmodell gjordes där jag undersökte om dessa var signifikanta för regressionsmodellen. Om p-värdet för de uppskattade Y-värdena i kvadrat och kubik inte är signifikant ($>0,05$) så anses regressionsmodellen vara rätt specificerad och man kan även anta att regressionsmodellen är linjär.

2.2.3 Stationaritet

När man använder sig av tidsseriedata så är det ett krav att testa variablerna för stationaritet. Om en variabel är icke-stationär så innebär det att en variabels egenskaper förändras över tid och detta kan vara ett problem eftersom resultatet från regressionsmodellen kan vara missvisande även om resultatet verkar se bra ut från första anblick. En regressionsmodell med icke-stationära variabler kan till exempel påvisa att det finns ett starkt samband mellan olika variabler även om det egentligen inte existerar något starkt samband (How to Remove Non-Stationarity in Time Series Forecasting, 2025).

För att säkerställa att variablerna var stationära eller icke-stationära så användes Augmented Dickey Fuller-testet där jag manuellt i Microsoft Excel kör en regression som innehåller laggad variabel, differentierad variabel samt laggad differentierad variabel. I ADF-testet fungerar differentierad variabel som beroende variabel medan laggad variabel och laggad differentierad variabel fungerar som oberoende variabler. Genom att undersöka t-kvoten för laggad variabel efter att regressionen har körts så kan man fatta ett beslut om variabeln är stationär eller inte.

Om T-kvoten för laggad variabel är mer negativ än $-2,57$ så är variabeln stationär med en signifikansnivå på 10 %, om T-kvoten är mer negativ än $-2,86$ så förkastas noll hypotesen om icke-stationaritet med signifikansnivå på 5 % och om T-kvoten är mer negativ än $-3,43$ så förkastas noll hypotesen om icke-stationaritet med en signifikansnivå på 1 % (Mackinnon, 2010).

2.2.4 Differenstransformation

Eftersom nivåmodellerna för grantimmerpris och tall massavedpris innehöll icke-stationära variabler så valde jag att motarbeta detta genom att differentiera alla variabler, även nybyggnad som var stationär i sin originalform. Variablerna som differenserades i denna studie var massavedpris på tall, grantimmerpris, euribor-räntans förändring, brent-oljepriset, nybyggnation i Finland samt massavedpris på tall med 1 månad lagg och grantimmerpris med 1 månad lagg.

Differenstransformationen innebär i denna studie att i stället för att jämföra långsiktiga nivåer för de olika variablerna så undersöker man i stället kortsiktiga förändringar och effekter (How to Remove Non-Stationarity in Time Series Forecasting, 2025). Ett exempel på hur koefficienterna i nivåmodellerna skulle tolkas är följande: om en variabel ökar eller sjunker med en enhet i nivåmodellen så skulle det innebära att grantimmerpriset är ett visst

antal enheter högre eller lägre. I de differentierade regressionsmodellerna så skulle koefficienterna tolkas på följande vis: om en oberoende variabel förändras med en enhet under en särskild månad så skulle den beroende variabeln ändra med ett visst antal enheter under samma månad. I nivåmodellen finns det risk för att den beroende variabeln och en eller flera av de oberoende variablerna följer en liknande trend även om det kanske inte existerar ett verkligt samband. Differentieringen minskar risken för att ett överkligt samband skulle uppstå och regressionsmodellerna blir vanligtvis stationära men de bör fortfarande testas med till exempel Augmented Dickey Fuller-test för att man ska kunna vara fullständigt säker på stationaritet. De differentierade modellerna testas även för multikollinearitet, autokorrelation, linjäritet, samt för heteroskedasticitet (Gauss-Markov Assumptions: Foundation of Linear Regression & OLS Estimation, 2025). I denna studie har logaritmisk differentiering använts vilket innebär att regressionsmodellen tolkar den procentuella förändringen framför den absoluta förändringen från månad till månad. Logaritmisk differentiering valdes framför enkel differentiering eftersom logaritmisk differentiering vanligtvis stabiliserar variansen i en tidsserie, denna metod hanterar även extremvärden bättre och variablerna blir mer jämförbara (Hyndman & Athanasopoulos, 2021).

2.2.5 Autokorrelation

Autokorrelation innebär i denna typ av studie att residualerna från regressionsmodellen korrelerar med varandra över tid, detta är ett problem som ofta kan förekomma när man gör regressionsanalys. Autokorrelation kan förekomma av olika skäl, bland annat kan det uppstå om det finns säsongsvariation i tidsseriedatat, men det kan även uppstå på grund av andra orsaker, för att regressionsmodellens resultat ska vara pålitligt så får stark autokorrelation dock inte förekomma.

För att kunna säkerställa att autokorrelation inte förekommer i regressionsmodellen så kan man göra olika sorters test, I denna studie så används Durbin Watson-testet för klargöra om autokorrelation förekommer. Durbin Watson-testet är ett av de huvudsakliga testen som vanligtvis används för att bevisa autokorrelation (Kenton, 2025) och testet går att göra manuellt relativt enkelt i Microsoft Excel därav valet av just denna metod.

2.2.6 Multikollinearitet

Ett antagande från Gauss-Markov satsen är ”ingen perfekt multikollinearitet”, termen multikollinearitet innebär att antingen två eller flera av de variabler som används i en regressionsmodell korrelerar med varandra. Hög multikollinearitet är ett problem när man

gör regressionsanalys eftersom regressionsmodellen inte kan bestämma på ett korrekt sätt vilken variabel som påverkar vad om variablerna rör sig på liknande vis, hög multikollinearitet leder alltså till att resultaten från regressionsmodellen blir opålitliga (Gauss-Markov Assumptions: Foundation of Linear Regression & OLS Estimation, 2025).

För att kunna avgöra om det förekommer multikollinearitet mellan variablerna så har jag i denna undersökning använt mig av Variance Inflation Factor test, detta är ett test som enkelt kan utföras manuellt i Microsoft Excel.

2.2.7 Residualernas varians – homoskedasticitet

Det sista antagandet för multipel regressionsanalys enligt Gauss-Markov-satsen är antagandet om homoskedasticitet, detta innebär att residualernas varians är konstant för alla värden samt observationer över hela X-axeln (Gauss-Markov Assumptions: Foundation of Linear Regression & OLS Estimation, 2025). Man kan göra en visuell bedömning för homoskedasticitet genom att göra ett punktdiagram över residualerna i Microsoft Excel, om punkterna är jämt spridda kring noll linjen oberoende vad X-värdet är så kan man anta att homoskedasticitet förekommer i regressionsmodellen. Om punkterna inte är jämt spridda kring noll linjen eller formar ett tratt-liknande mönster så tyder det motsvarande på heteroskedasticitet, vilket leder till att regressionsresultatet blir missvisande och opålitligt.

I denna undersökning har jag testat homoskedasticiteten genom Breusch-Pagan-testet som är ett av de vanligaste testen för att bevisa homoskedasticitet (Gauss-Markov Assumptions: Foundation of Linear Regression & OLS Estimation, 2025), i denna studie utfördes testet manuellt i Microsoft Excel.

2.3 Priselasticitet

Priselasticitet är ett begrepp som definierar hur prisförändringar påverkar efterfrågan på en produkt eller tjänst, man kan i princip säga att det sätt att mäta hur priskänslig en produkt eller tjänst är. Priselasticiteten kan vara antingen låg eller hög och varierar beroende på typ av produkt. Hög priselasticitet innebär att efterfrågan kan ändra mycket signifikant vid prisförändring, låg priselasticitet innebär det motsatta det vill säga att efterfrågan på produkten eller tjänsten knappt ändras överhuvudtaget vid prisförändringar. Produkter som vanligtvis har högpriselasticitet är lyxprodukter och produkter som faller under kategorin med lågpriselasticitet är sådana produkter som folk behöver oavsett för att klara sig i vardagen även om priset höjs, till exempel mjölk (Priselasticitet-Vad är priselasticitet?, u.d.).

För att förstå sig på Finlands virkesmarknad så är priselasticitet ytterst relevant av flera olika anledningar. Priselasticitet hjälper oss att förstå hur efterfrågan förändras när priset förändras på virke eller andra skogsprodukter. När vi diskuterar priselasticitet på virkesmarknaden så är den oftast ganska låg kortsiktig, orsaken till detta är att Industrierna behöver en viss mängd råvara oberoende om priset justeras upp eller ner (Forest products marketing and trade, u.d.).

Priselasticitet är ett mycket användbart verktyg för bland annat företag eftersom kunskap om en produkts priselasticitet ger möjlighet för att prissätta produkten på en nivå där vinsten kan maximeras (Priselasticitet-Vad är priselasticitet?, u.d.). Vetenskapen om priselasticitet kan hjälpa en att förutse hur olika händelser påverkar marknaden för en särskild vara. Genom att analysera händelser som redan har inträffat genom historien så kan man få en bild över hur mycket enskilda faktorer har påverkat utbudet eller efterfrågan och hur det i sin tur har bidragit till förändringar i pris. I skogsbranschen används priselasticitet ofta indirekt för att göra prisprognoser (Baker, 2021).

I helhet är skog en råvara med relativt låg priselasticitet om man jämför med andra produkter utanför skogssektorn, däremot har internationella undersökningar påvisat att det förekommer mindre skillnader när man jämför olika sortiment mot varandra (Shahi, Siry, Bettinger, Li, & Smith, 2023).

2.4 Efterfrågan och utbud

Efterfrågan och utbud är två mycket viktiga ekonomiska begrepp som har stor relevans i de flesta sektorerna, även i skogssektorn. Efterfråga innebär i princip konsumenternas behov av en produkt eller tjänst samt deras möjlighet att betala för produkten eller tjänsten under en viss tid. Om många individer vill och kan betala för en produkt eller tjänst så är efterfrågan hög, och tvärtom (Öljemark, 2025).

Utbud innebär mängden produkter eller tjänster som producenten vill och har möjlighet att sälja till olika priser. Om producenten vill och har möjlighet att sälja en stor mängd produkter eller tjänster anses utbudet vara högt, motsvarande om producenten vill och har möjlighet att sälja en liten mängd produkter eller tjänster så anses utbudet vara lågt (Öljemark, 2025).

Utbud och efterfrågan styr till stor del priset på en produkt eller tjänst. Enligt *lagen om efterfrågan* så bidrar en prisökning på en produkt eller tjänst till minskad efterfrågan. *Lagen om utbud* innebär i sin tur att om priset ökar så ökar även utbudet, och tvärtom (Jawad, 2025).

I skogsbranschen är efterfrågan och utbud mycket centralt och det styr till stor del priset på de enskilda träsortimenten.

2.5 Rot- och leveranspris

I Finland finns det två huvudsakliga prisformer när det gäller virkeshandel, rot pris är den första pris formen och den vanligaste när det gäller mängden virke som säljes. En virkesaffär på rot innebär att skogsägaren överlåter avverkningsrätten till den aktör som köper upp virket. Köparen ansvarar även för eventuella skogsskötselåtgärder samt för transporten till väggkanten och vidare till industrin. Köparen ansvarar även för drivningskostnader som uppkommer i samband med avverkningen. Eftersom köparen står för drivningskostnaderna så får skogsägaren vanligtvis mindre pengar i handen när hen säljer på rot jämfört med om hen skulle sälja på leverans. Saker som påverkar virkespriset som uppköparen anger i anbudet beror bland annat på hur stor stämplingen är, längden på avståndet som virket är tvunget att transporteras, tidpunkten för avverkningen samt typen av avverkning (Rotköp, u.d.).

Orsaken till att de flesta skogsägare väljer att sälja sitt virke på rot beror på att de flesta skogsägarna inte själva har de verktyg och resurser som krävs för att avverka skogen och transportera det ut från skogen. Det är även relativt tidskrävande att avverka sin skog själv vilket leder till att många hellre anställer någon annan att sköta det i utbyte mot ett lite lägre virkespris. År 2023 så såldes ungefär 89 % på rot och 11 % på leverans, och den totala mängden virke som köptes upp från privata skogsägare var 41,3 miljoner m³ (Volumes and prices in roundwood trade 2023, 2024).

Förutom att typen av virkesaffär påverkar priset på virket så spelar även typen av avverkningen en betydande roll för virkespriset, till exempel är summan som betalas ut för varje kubik betydligt högre vid förnyelseavverkning än vid grövre gallring och första gallring. Orsaken till prisskillnaden mellan avverkningstyp beror främst på att träden i över lag har en grövre dimension och bättre kvalitet. Vid förnyelseavverkning utförs även själva avverkningen effektivare vilket gör drivningskostnaderna lägre och i stället har köparen möjlighet att betala mera för själva virket (Statistik om kostnader i det storskaliga skogsbruket, 2024).

2.6 Byggsektorns utveckling och virkesbehov

En av de sektorer som har möjlighet att påverka virkespriserna i relativt stor utsträckning är byggsektorn, orsaken till detta är att det vanligtvis finns en relativt stor efterfrågan på timmer och sågade träprodukter från byggsektorn. Efterfrågan på sågade träprodukter till byggsektorn varierar dock beroende på om det är lågkonjunktur eller högkonjunktur i byggsektorn.

När det är högkonjunktur i byggsektorn så innebär det att det produceras mera hus, bostäder och andra byggnader över lag detta leder till ett större behov på byggmaterial. Nuförtiden byggs det en hel del i trä även om fossila material som stål och betong används främst, och när efterfrågan på timmer och sågade träprodukter ökar som en effekt på att de byggs mera så brukar det leda till att virkespriserna höjs.

Vid en lågkonjunktur i byggsektorn så produceras det mindre hus, bostäder och byggnader vilket leder till en svagare efterfrågan på byggmaterial i trä, detta leder till motsatt effekt från högkonjunkturen det vill säga att virkespriserna vanligtvis sjunker i stället.

2.6.1 EU:s byggsektor

De senaste åren har EU som helhet varit i en så kallad lågkonjunktur, även byggsektorn i Finland har varit svag de senaste åren, svagare än många andra medlemsländer. Lågkonjunkturen för den europeiska byggsektorn började i slutet av år 2022 och under år 2023 och år 2024 kunde en ytterligare nedtrappning observeras i den europeiska byggsektorn samt i den finska byggsektorn. Under år 2025 kunde tecken på stabilisering och återhämtning ses i byggsektorn och prognosen för år 2026 indikerar att byggsektorn sannolikt kommer att återhämta sig ytterligare (van Sante, 2026).

De huvudsakliga underliggande orsakerna till att vi har sett en lågkonjunktur i den europeiska byggsektorn de senaste åren är främst höga räntor (Key ECB interest rates, 2026). Höga räntor och lågkonjunktur kan vanligtvis leda till att det görs färre investeringar i byggsektorn samt att flera byggbolag tvingas i konkurs (Rydin, Tomas, 2026).

2.6.2 Asiens byggsektor

Den asiatiska byggsektorn är mycket stor globalt sett, År 2023 nådde den asiatiska-Stillahavsregionens byggsektor ett totalt värde på drygt 5 triljoner dollar och den förväntas nå ett totalt värde på 8 triljoner före år 2030 (Asian Insiders, 2025). Investeringarna inom

den asiatiska byggsektorn har ökat markant på senaste tiden, till exempel har Kina som spelar en nyckelroll i den asiatiska byggsektorn lagt fram en budget på 4,2 triljoner dollar som ska användas för bland annat utbyggnad av städer samt transport (Asian Insiders, 2025).

Asien är som kontinent mycket viktig för Finlands export av skogsprodukter, år 2024 kom ca. 21 % av exportintäkterna från Asien, där Kina som land stod för knappt hälften av de totala exportintäkterna från Asien. Skogsprodukterna som främst exporteras från Finland till Asien är Papper och massa-produkter, men även sågade trävaror exporteras till Asien (Foreign trade in roundwood and forest industry products by country 2024 (provisional), 2025). Japan är även en av de länder som importerar stora mängder skogsprodukter från Finland, speciellt limträ. År 2024 exporterade Finland limträ för ett värde på 0,1 miljarder dollar till Japan.

2.6.3 Amerikas byggsektor

När det gäller den amerikanska byggsektorn så finns det definitivt märkbara skillnader jämfört med den europeiska byggsektorn om ser på hur utvecklingen har framskridit de senaste åren. Den amerikanska byggsektorn har påverkats av höga räntor precis som den europeiska byggsektorn, dock inte i samma utsträckning. Den amerikanska byggsektorn liksom många andra länders byggsektorer påverkades även negativt under coronapandemin, år 2021–2022 kunde dock en stark upptrappning i bostadsbyggande och investeringar observeras i byggsektorn. Under år 2023–2024 varierade utvecklingen i byggsektorn men den allmänna byggaktiviteten var fortfarande relativt hög. År 2025 var byggsektorn fortsättningsvis stabil även om byggaktiviteten svalnade av lite, endast en ökning på 1,4 % tillväxt i byggproduktion kunde observeras år 2025 jämfört med år 2024 (US Construction Industry Report 2025: Output to Slowdown in 2025 with 1.4% Growth, Following 6.6% in 2024 Due to Weak Investor Confidence - Forecast to 2029, 2025).

2.7 Geopolitisk osäkerhet

Det finns många faktorer som påverkar skogssektorn och som styr vart virkespriserna rör sig, delvis är den globala och nationella efterfrågan mycket avgörande men även saker som tullar och krig kan ha en mycket märkbar indirekt påverkan. Inflation samt valuta styrka är något som påverkar så gott som alla sektorer och därmed även skogsbranschen detta gäller både i Finland och globalt sett. Den politiska osäkerhet som råder globalt kan bidra till en mer volatil virkesmarknad, det vill säga att priserna rör sig både upp och ner i större

utsträckning vilket bland annat leder till att blir svårare att förutse vart priserna rör sig i framtiden.

2.7.1 USA:s tullar

I slutet av 2025 införde Amerikas förenta stater en 10 % tullavgift på importerat timmer och en 25 % tullavgift på vissa importerade trävaror som till exempel köksinredning samt möbler. Syftet till varför USA införde dessa tullar var att minska beroendet av export från utlandet och i stället öka den inhemska produktionen inom skogssektorn (USA inför 10-procentiga tullar på trävaror, 2025). För europeiska länder som Finland och Sverige är dessa tullar inte gynnsamma eftersom det i praktiken är de amerikanska konsumenterna som betalar priset av tullarna på dessa trävaror som importeras till USA. Genom att det blir dyrare att köpa importerade trävaror så förutspås det att efterfrågan kommer att minska som en reaktion på detta. Minskad efterfrågan från amerikanska konsumenter skulle påverka Finland negativt eftersom USA är en av Finlands viktigaste exportländer när det gäller trävaror, år 2024 stod till exempel USA för 9,2 % av Finlands totala export av trävaror (U.S. Tariff Decisions Challenge the Forest Industry Markets, 2025). Det förutspås dock att det kommer att ta en längre tid innan USA:s produktion av trävaror kommer att öka markant och därmed kommer de även under en längre tid fortfarande delvis vara beroende av import från Europa.

2.7.2 Rysslands invasion av Ukraina

En av de större geopolitiska förändringarna som skett de senaste åren är den ryska invasionen av Ukraina samt dess följda effekter, denna händelse har haft både direkt och indirekt påverkan på Finlands skogssektor. Efter att Ryssland anfallit Ukraina så valde flera länder Finland inkluderad att införa sanktioner mot Ryssland vilket för skogssektorn i praktiken innebär att vi slutade importera virke och andra träprodukter från Ryssland helt och hållet.

Eftersom Finland har slutat att importera virke från Ryssland som tidigare var en mycket viktig handelspartner så har det i sin tur lett till att Finland har haft minskad tillgång till virke och träprodukter (Wood imports and the exports value of forest industry decreased in 2022, 2023). Den minskade tillgången till virke på grund av stoppad import har lett till att priset på virke och skogsprodukter i allmänhet har stigit markant de senaste åren. En indirekt effekt av den stoppade importen från Ryssland är bland annat en omstrukturering av Finlands importflöde av virke och trävaror, till exempel har Finland stärkt sin handel med länder som Sverige, Lettland och Estland. Bioenergimarknaden har även påverkats markant eftersom Finland tidigare importerade en betydande mängd flis och pellets från Ryssland, nu har i

stället länder som Danmark, Litauen och Estland blivit viktigare exportörer av dessa varor när det gäller Finlands energiförsörjning (Domestic production of wood pellets decreased in 2023, 2024).

2.7.3 Valutans styrka och inflation

Två begrepp som är mycket relevanta när vi diskuterar efterfrågan, utbud och prisförändringar i skogssektorn är inflation och valutans styrka, dessa termer hänger ofta ihop med varandra men innebär lite olika saker. Officiellt definieras inflation enligt Riksbanken som den årliga procentuella förändringen i konsumentprisindexet, i allmänhet innebär inflation dock att prisnivån ökar i ett land, vilket leder till att pengarnas köpkraft reduceras (Vad är inflation?, 2026). Enligt Lukes konjunkturrapport för skogssektorn så förväntas den ekonomiska tillväxten i euroområdet att öka med en procent år 2026, tillskillnad från andra viktiga exportmarknader som USA och Kina där den ekonomiska tillväxten förväntas att avta (Viitanen, Jari; Mutanen, Antti; Karvinen, Sari, m.fl., 2025).

När vi däremot diskuterar valutans styrka däremot så jämför vi hur stark en valuta är gentemot andra valutor. I Finland jämförs euron styrka med andra valutor, vilket kan ha en relativt stor påverkan på många sektorer, skogssektorn inkluderad. Eurons styrka har en indirekt påverkan på virkespriserna i Finland. När euron är stark så leder det till att virke och andra träprodukter som säljs utomlands blir dyrare, vilket i sin tur bidrar till att exporten minskar och när efterfrågan minskar så pressas priserna vanligtvis ner. Om euron däremot är svag så ser vi vanligtvis en motsvarande effekt, virke och träprodukter som Finland exporterar utomlands blir billigare vilket vanligtvis bidrar till en större efterfrågan och detta leder ofta i sin tur till att virkespriserna höjs (Viitanen, Jari; Mutanen, Antti; Karvinen, Sari, m.fl., 2025).

2.8 Lokala faktorer

Virkespriser kan även påverkas på regional eller lokal nivå, eftersom virkesmarknaden i de flesta fallen är regional. Lokala faktorer som påverkar virkespriset är bland annat avståndet till industrin som virket måste transporteras, detta är en av de mest avgörande faktorerna. Ett längre avstånd bidrar till högre transportkostnader och lägre virkespris, medan ett kortare avstånd innebär lägre transportkostnader och högre virkespris för skogsägaren. Orsaken till att priset kan påverkas en hel del beroende på avståndet beror på att transporten utgör ofta

en mycket stor andel av den totala kostnaden för virkesleveransen (Rotköp, u.d.) (Kolis, Hiironen, Ärölä, & Vitikainen, 2014).

Industriell efterfrågan på lokal eller regionalnivå är även en påverkande faktor när det gäller virkespris, det vill säga om det finns flera aktörer i form av sågverk, massabruk eller liknande relativt nära inpå varandra så kommer detta leda till en starkare konkurrens om virket från den närliggande regionala området. En större efterfrågan och en hårdare konkurrens om virket leder i sin tur vanligtvis till att virkespriserna pressas upp (Karttunen, u.d.).

Utöver den regionala efterfrågan så påverkar även det regionala utbudet virkespriserna. Kraftiga stormar som uppkommit regionalt och lett till en större mängd vindfällen kan till exempel öka utbudet utöver det vanliga. Effekten som större stormar vanligtvis har på virkespriset är negativ det vill säga att virkespriset sjunker (Virkespriserna bland stormar och tullar, 2026).

Oftast är stormarnas inverkan på virkespriset regional men i vissa mer sällsynta fall kan inverkan även vara på nationell nivå om stormen är tillräckligt omfattande när det gäller mängden vindfällen. Ett exempel på en storm med mer omfattande inverkan var stormen Gudrun som tog plats år 2005, stormen resulterade i att över 75 miljoner m³ skog blev till vindfällen (Tio år efter stormen Gudrun, 2015). Stormen Gudrun påverkade virkespriserna relativt mycket i Södra Sverige, men även om påverkan främst var regional så transporterades även en hel del virke till andra regioner.

3 Metoder

I denna studie kommer jag att använda mig både av regressionsanalys (kvantitativ) samt semistrukturerad intervju av skogsägare (kvalitativ). Min strävan med valet av dessa metoder är att ge en heltäckande bild av sambandet mellan mängden avverkningar och virkespris, genom att jämföra vad statistiken säger med vad enskilda skogsägare faktiskt anser om de frågeställningar som denna studie grundar sig på. Valet av semistrukturerad intervju framför enkät, grundar sig bland annat på tidspress. Intervjuer ger å sin sida möjlighet till följdfrågor och djupare svar.

3.1 Regressionsanalys

Regressionsmodellerna används bland annat för att undersöka vad som egentligen styr priset på olika trädsortiment, men de användes även för att undersöka sambandet mellan

avverkningsmängd och virkespris. Jag valde att använda mig av var Multipel linjär regressionsanalys eftersom det är en av de mest beprövade metoderna som används för att undersöka hur olika oberoende variabler påverkar en beroende variabel över tid. Eftersom jag ville undersöka hur virkespris påverkas av variabler över en tio års period med en månads noggrannhet så ansåg jag att detta var den bästa metoden. Tidsperioden för denna studie är 2015–2024 med en månads noggrannhet. Valet av denna tidsperiod grundar sig på att en tio års period med en månads noggrannhet ger tillräckligt många observationer för att resultaten ska kunna anses vara tillförlitliga. Den specifika tidsintervallen år 2015–2024 valdes eftersom jag ville använda mig av så pass aktuell data som möjligt. På grund av att det inte fanns tillgänglig data för alla variabler som användes i detta arbete för hela år 2025 så begränsades tidsintervallen till 2015–2024.

Regressionsanalyserna utfördes i Microsoft Excel, ett program som har inbyggda verktyg för att göra regressionsmodeller. Även om det finns program som är mer lämpliga för statistiska undersökningar så ansåg jag att Microsoft Excel fungerade tillräckligt bra för denna undersökning.

När man använder sig av multipel regressionsanalys för att undersöka samband mellan olika variabler så finns det fem antaganden som man bör uppfylla för att regressionsmodellen ska vara pålitlig. De fem antaganden som bör uppfyllas enligt Gauss-Markov-satsen är linjäritet, ingen autokorrelation, ingen perfekt multikollinearitet, homoskedasticitet samt att feltermerna har väntevärde noll. Eftersom jag arbetar med tidsseriedata så bör man även testa variablerna för stationäritet(enhetsrot) (Gauss-Markov Assumptions: Foundation of Linear Regression & OLS Estimation, 2025).

Jag valde att göra två separata nivåmodeller där de oberoende variablerna var samma för bägge modellerna men de beroende variablerna var olika. De beroende variablerna som användes i denna undersökning var rot pris för grantimmer och rot pris för massaved av tall (Statistikdatabas, u.d.). Orsaken till valet av dessa beroende variabler grundar sig i att jag ville fokusera på industrivirke, och dessa två sortiment innehar den största marknadsandelen på den finska virkesmarknaden.

De oberoende variablerna som användes i denna undersökning var bland annat Euribor-räntan (Euribor 3-month - Historical close, average of observations through period, Euro area, Monthly, 2026) eftersom den indirekt påverkar efterfrågan på virke genom att många byggprojekt finansieras med lån. Om euribor-räntan är hög leder det vanligtvis till att det lånas mindre och det leder i sin tur till att byggs mindre samt att det över lag investeras

mindre i byggprojekt. Brent-olja pris (Brent crude oil, 2026) användes som oberoende variabel eftersom virke ofta transporteras långa sträckor med diverse fordon som drivs med antingen diesel eller bensin, och om priset på Olja varierar så påverkar det hela transportkedjan. Påbörjad nybyggnation i Finland (Byggnads- och bostadsproduktion, 2025) valdes som den tredje oberoende variabeln i regressionsanalysen eftersom byggindustrin generellt sett har stor efterfrågan på virke och enligt teorin så har efterfrågan en inverkan på prisförändring. Nybyggnation i Finland valdes framför bland annat byggaktivitet i Euroområdet eftersom jag ansåg att nybyggnation i Finland kan vara mer relevant för virkesprisförändringar även om Finland exporterar en hel del virke utomlands. Den fjärde variabeln som användes var ryska invasionen av Ukraina. Orsaken till detta var att Finland slutade att handla med Ryssland i och med denna invasion och man kunde se en snabb ökning i virkespris över lag efter denna händelse och jag ville reda ut hur starkt sambandet faktiskt är. Den ryska invasionen av Ukraina körs som ett dummytest i dessa regressionsmodeller eftersom jag ansåg det vara det smidigaste sättet att med hjälp av Microsoft Excel undersöka hur denna konflikt har påverkat rotpriset på grantimmer och massaved av tall.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \beta_4 D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Figur 1: Ekvationen för nivåmodellerna som undersöker grantimmerpris och tall massavedpris.

Y_t = Beroende variabel

β_0 = Konstant

β_n = Koefficient

X_t = Oberoende variabel

D_t = ryska invasionen av ukraina (dummytest)

ε_t = Residual

Utöver de två nivåmodellerna så skapade jag även två modeller där jag differenstransformerade alla variabler, i mitt fall var endast påbörjad nybyggnad i Finland den variabeln som var stationär i sin originalform. Ryska invasions variabeln differenstransformerades inte på grund av att den var i form av ett dummytest. I differensmodellerna inkluderades även en ytterligare oberoende variabel i form av grantimmerpris med en månad fördröjning för modellen med grantimmerpris som beroende variabel och tall massaveds pris med en månad fördröjning för modellen med tall massaveds pris som beroende variabel, de bägge fördröjda variablerna differenstransformerades även. Tanken med dessa fördröjda versioner av tall massavedpris och grantimmerpris var att

priserna generellt reagerar och justeras relativt långsamt på olika händelser, utöver detta så kontrollerar dessa laggade variabler även autokorrelation inom det tidsseriedata som används i regressionsmodellen.

$$\Delta \ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{1t} + \beta_3 \Delta \ln X_{2t} + \beta_4 \Delta \ln X_{3t} + \beta_5 D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Figur 2: Ekvationen för Regressions-modellerna som undersöker vad som påverkar grantimmerpris och tall massavedpris.

$\Delta \ln Y_t$ = Beroende variabel med logaritmisk differens – transformation

β_0 = Konstant

β_n = Koefficient

$\Delta \ln Y_{t-1}$ = Beroende variabel med 1 månad fördröjning

ΔX_t = Oberoende variabel med enkel differens – transformation

$\Delta \ln X_t$ = Oberoende variabel med logaritmisk differens – transformation

D_t = ryska invasionen av Ukraina (dummytest)

ε_t = Residual

t = tidpunkt

Förutom de två nivåmodellerna och de två differenstransformerade modellerna så gjorde jag även regressionsmodeller där jag undersökte hur mängden avverkat virke i volym (Statistikdatabas, u.d.) sett påverkas av rot pris, jag gjorde en modell för grantimmer och en modell för tall massaved. I dessa regressionsmodeller lade jag även till avverkningsmängd med en månads fördröjning för både tall massaved modellen samt för grantimmer modellen. Den teoretiska grunden till varför jag ansåg att det kunde vara en bra idé att inkludera fördröjda oberoende variabler beror på att avverkningsnivåerna justeras relativt långsamt från år till år. Skogsägare reagerar i allmänhet även relativt långsamt på prisförändringar eftersom det även finns andra faktorer som inverkar på om skogsägare väljer att avverka sin skog. De fördröjda variablerna inkluderades även i dessa regressionsmodeller för att kontrollera autokorrelation.

I regressionsmodellerna med avverkningsmängd som beroende variabel så inkluderades även ett säsongsdummy test eftersom jag misstänkte att årstiden kan ha en stor inverkan på hur mycket som avverkas under vissa perioder. Säsongsdummin differenstransformerades inte heller eftersom dummy-testen inte kan vara icke stationära på samma vis som de övriga variablerna.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln X_t + \sum_{m=1}^{11} \delta_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Figur 3: Ekvationen för Regressions-modellerna som undersöker sambandet mellan Avverkningsmängd och pris för sortimenten grantimmer och tall massaved.

$Y_t =$ Beroende variabel

$\beta_0 =$ Konstant

$\beta_i =$ Koefficient

$\Delta \ln X_t =$ Oberoende variabel med logaritmisk differens – transformation

$Y_{t-1} =$ Beroende variabel med 1 månad fördröjning

$\sum_{m=1}^{11} \delta_m D_{m,t} =$ Säsongsdummy

$\varepsilon_t =$ Residual

3.2 Intervju

Den andra metoden som använts i denna studie är intervjuer med skogsägare (kvalitativ). Tanken med att inkludera semistrukturerade intervjuer som en metod i denna studie är att intervjuerna ska fungera som ett komplement och ge svar på det som inte regressionsmodellernas resultat berättar. Regressionsmodellerna visar om det finns ett statistiskt samband eller inte mellan avverkningsmängd och rotpris, men regressionsmodellerna ger dock inte en heltäckande bild över vilka alla faktorer som påverkar skogsägarnas beslut om att avverka sin skog.

För denna undersökning intervjuades fem skogsägare totalt, ett färre antal intervjuer skulle potentiellt gett för lite varians i svaren och resultatet skulle ha kunnat bli missvisande. Skogsägarna fick svara fritt på de tolv frågor som ställdes och vid behov följda av extra

frågor. Skogsägarna som intervjuades var mer eller mindre bekanta personer från Nyland, vilket innebär att de inte var slumpmässigt utvalda. Detta bör beaktas när man analyserar resultaten. Intervjuerna gjordes huvudsakligen per telefon och varade mellan 15–20 minuter i medeltal. Skogsägarna som medverkade i denna studie förblir anonyma av etiska skäl samt eftersom deras identitet som enskilda personer inte är relevant för denna studie.

Utöver de två huvudsakliga metoderna har jag använt mig av tidigare studier och artiklar som berör samma område och som behandlar hur virkespriserna formas och vilka mekanismer som påverkar dessa förändringar i virkespris.

4 Resultat

För att säkerställa ifall de variabler som användes i regressionsmodellerna led av icke-stationäritet (enhetsrot) i sin originalform så testades varje enskild variabel genom Augmented Dickey Fuller-testet (Tabell 1).

Tabell 1: Augmented Dickey Fuller-testresultat för alla enskilda variabler som användes för regressionsanalysen i denna studie, dummyvariabler är exkluderade från detta test.

Variabel	T-kvot
Rot pris tall massaved	0,929
Rot pris grantimmer	-0,812
Euribor	-2,135
Påbörjad nybyggnad i Finland	-5,201
Brent-olja	-2,201
Grantimmer avverkningsmängd	-4,79
Tall massaved avverkningsmängd	-6,147

Det framkommer tydligt att variablerna: rot pris på tall massaved, rot pris på grantimmer, euribor samt brent-olja lider av icke-stationäritet medan variablerna: nybyggnation i Finland, avverkningsmängd av massaved av tall samt avverkningsmängd av grantimmer visar sig vara stationära (tabell 1). Variablerna kategoriseras som icke-stationära eller stationära beroende på om deras t-kvot är mer negativ än Mackinnons kritiska värden (tabell 2) (Mackinnon, 2010).

Tabell 2: Mackinnons kritiska värden för konstant utan trend.

Signifikansnivå	Kritiskt värde
1 %	-3,43
5 %	-2,86

10 %	-2,57
------	-------

4.1 Nivåmodell för massavedpris på tall

Regressionsstatistikan från nivå-regressionsmodellen med massavedpris på tall som beroende variabel visar att R^2 uppnår ett värde på 0,821 och justerad R^2 uppnår ett värde på 0,815 (tabell 3). Det kan alltså konstatera att modellen förklarar ca. 82 % av variationen i tall massaved priset över tidperioden 2015–2024, även om förklaringsgraden för denna modell är relativt hög så är den dock inte pålitlig eftersom flera variabler är icke-stationära.

Tabell 3: Regressionsstatistik för nivåmodellen med grantimmerpris som beroende variabel.

<i>Regressionsstatistik</i>	<i>Värde</i>
Multipel-R	0,906
R-kvadrat	0,821
Justerad R-kvadrat	0,815
Standardfel	2,010
Observationer	120

Regressionsmodellen ger ett F värde på ca. 132,6 vilket är ett mycket stort tal som tyder på att modellförklaringen är mycket starkare än fel variansen och att det finns starka skillnader i det data som använts för regressionsmodellen. Eftersom p-värde för F-testet var signifikant på 1 % nivå ($<0,01$) betyder det att resultatet högst sannolikt inte kan bero på slumpen samt att minst en av de variabler som ingår i regressionsmodellen har en mycket stark förklaringskraft (tabell 4).

Tabell 4: Massavedpris på tall regressionens ANOVA.

<i>ANOVA</i>	<i>fg</i>	<i>KvS</i>	<i>MKv</i>	<i>F</i>	<i>p-värde för F</i>
Regression	4	2144,590	536,147	132,602	4,05579E-42
Residual	115	464,975	4,043		
Totalt	119	2609,565			

Regressionsmodellen visar att av de fyra oberoende variablerna som användes i denna undersökning så har endast Euribor en statistiskt signifikant påverkan på Tall massaved priset med ett p-värde som är signifikant på 1 % nivå ($<0,01$) (tabell 5). Koefficienten för Euribor är 2,37 vilket innebär att när Euribor rör sig en enhet så förväntas tall massavedspriset röra sig 2,37 enheter. Det framkommer även att konstantens koefficient är 15,33 vilket innebär att om alla oberoende variabler skulle nå värdet 0 så skulle det förväntade Tall massaved priset vara 15,33 det är dock inte realistiskt att alla oberoende variabler skulle nå värdet 0. Orsaken till varför flera oberoende variabler inte är signifikanta för tall massaved priset beror på att jag använde samma oberoende variabler för nivåmodellerna eftersom jag delvis ville jämföra skillnader i hur de olika sortimentpriserna påverkas. De flesta oberoende variablerna är troligtvis mer relevanta för grantimmerpris än för tall massavedpris.

Tabell 5: Regressionskoefficienttabell från nivåmodellen för massavedpris på tall.

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Konstant	15,330	1,043	14,696	3,646E-28
Euribor	2,375	0,243	9,755	9,581E-17
Påbörjad nybyggnad	3,00221E-07	2,11576E-07	1,418	0,158
Brent-olja	0,022	0,015	1,484	0,140
Rysslands invasion av Ukraina	1,031	1,069	0,964	0,336

För att undersöka multikollinearitet i regressionsmodellen gjordes ett Variance Inflation Factor test (VIF-test) för de oberoende variablerna som inkluderas. Det framkommer att majoritet av de oberoende variablerna håller sig inom intervallet 1–5 (tabell 6), vilket anses vara acceptabel multikollinearitet, endast ryska invasionen av Ukraina sticker dock ut med ett testvärde på 7,013 vilket ger ett varningstecken om multikollinearitet. Ryska invasion dummyns höga VIF-värde beror troligtvis på att den är korrelerad med euribor eftersom räntorna höjdes relativt kraftigt efter invasionen. Även om ryska invasion dummyn påvisade ett högt testvärde så anser jag att det finns teoretisk grund för att behålla den som oberoende i regressionsmodellen. Den ryska invasionen av Ukraina hade en mycket stark påverkan på utbudet inte bara för den finska virkesmarknaden men även för hela den europeiska virkesmarknaden och dess förklaringsvärde kan inte helt och hållet kompletteras av euribor.

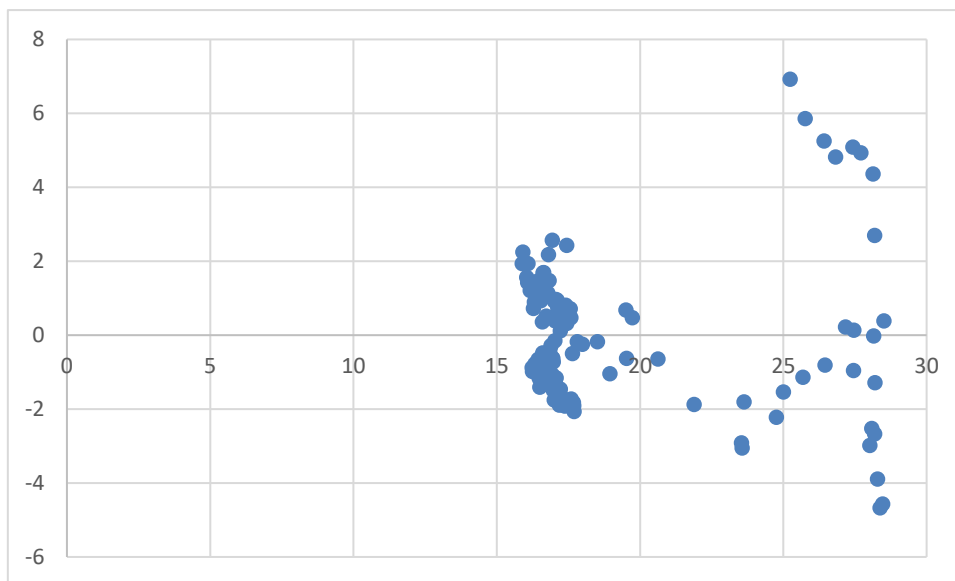
Tabell 6: Variance Inflation Factor testresultat för de oberoende variablerna som inkluderas i nivåmodellerna med grantimmerpris & massavedpris på tall som beroende variabler.

Variabel	VIF-testvärde
Euribor	4,272
Påbörjad nybyggnad i Finland	1,204
Brent-olja pris	2,647
Ryska invasionen av Ukraina	7,013

För att testa regressionsmodellen för autokorrelation så gjordes ett Durbin-Watson-test för residualerna, testresultatet påvisade ett värde på 0,111 vilket tyder på mycket stark positiv autokorrelation, detta innebär att regressionsmodellens resultat blir opålitligt och missvisande. Orsaken till testresultatet kan dels bero på att icke-stationära variabler förekommer i regressionsmodellen, dels att ytterligare förklarande variabler möjligtvis saknas i regressionsmodellen.

Regressionsmodellen testades för heteroskedasticitet genom Breusch-Pagan-testet, resultatet var ett Breusch-Pagan-värde på 98,61 samt ett p-värde som var signifikant på 1 % nivå ($<0,01$), detta resultat innebär att noll hypotesen om homoskedasticitet förkastas samt att det finns starka statistiska bevis på att heteroskedasticitet förekommer i residualerna.

För att säkerställa om själva regressionsmodellen är felspecificerad eller inte så gjordes ett Ramsey-Reset-test. De kvadrerade och kuberade uppskattade Y-värden var bägge signifikanta på 1 % nivå när de användes som oberoende variabler tillsammans med den ursprungliga regressionsmodellen. Testresultatet indikerar att regressionsmodellen med stor säkerhet antas vara felspecificerad.



Figur 4: Residualer och uppskattade Y-värdena från nivåmodellen som undersöker massavedpris på tall plottade mot varandra.

Figur 4 påvisar flera problem som tidigare har nämnts för denna nivåmodell, bland annat bekräftar diagrammet att regressionsmodellen är icke-linjär. Förekomst av heteroskedasticitet kan även bekräftas vilket Breusch-Pagan testet också påvisade. Slutsatsen man kan forma är att regressionsmodellen inte är lämplig i sin nuvarande form för att ge pålitliga resultat.

4.2 Nivåmodell för grantimmerpris

Det framkommer att R^2 är 0,801 och justerad R^2 är 0,794 för denna nivåmodell (tabell 7), detta innebär att nivåmodellen förklarar cirka. 80 % av variansen i grantimmerpriset för perioden 2015–2024. Även om förklaringsgraden är stark så är den inte pålitlig på grund av icke-stationäritet i regressionsmodellen.

Tabell 7: Regressionsstatistik från nivåmodellen som undersöker hur grantimmerpris påverkas.

<i>Regressionsstatistik</i>	<i>Värde</i>
Multipel-R	0,895
R-kvadrat	0,801
Justerad R-kvadrat	0,794
Standardfel	3,809
Observationer	120

Det kan konstateras att F-testet har värdet 115,9 vilket tyder på att även nivåmodellen för tall massavedpris har en förklaringsgrad som är mycket starkare än fel variansen och det finns helt klart starka skillnader i det data som används i modellen. P-värdet för F är $<0,05$ vilket innebär att nivåmodellen för tall massavedpris är statistiskt signifikant i sin helhet och noll hypotesen om att alla koefficienter förutom konstanten skulle vara noll förkastas (tabell 8).

Tabell 8: ANOVAN från nivåmodellen som undersöker hur grantimmerpris påverkas.

<i>ANOVA</i>	<i>fg</i>	<i>KvS</i>	<i>MKv</i>	<i>F</i>	<i>p-värde för F</i>
Regression	4	6727,712	1681,928	115,901	2,11788E-39
Residual	115	1668,849	14,511		
Totalt	119	8396,561			

Det kan konstateras att alla oberoende variabler som användes i regressionsmodellen som undersöker grantimmerpris var statistiskt signifikanta på 5 % nivå ($<0,05$), euribor och brent-olja var till och med statistiskt signifikanta på 1 % nivå ($<0,01$), detta resultat indikerar att sambandet mellan de oberoende variablerna och grantimmer priset med hög sannolikhet inte beror på slumpen (tabell 9). När det gäller variablernas effekt på grantimmerpriset så kan man se att euribor innehar en koefficient på 2,526 vilket i praktiken betyder att när euribor ökar med en enhet så förväntas grantimmerpriset att öka med 2,526 enheter. Påbörjad nybyggnad i Finland sticker ut när det gäller effekt på grantimmerpriset med en koefficient på hela 8,757 vilket innebär att när påbörjad nybyggnad i Finland ökar med en enhet så förväntas grantimmerpriset öka med 8,757 enheter. Brent-olja är den oberoende variabel med den lägsta koefficienten i hela regressionsmodellen, resultatet påvisar att när brent-olja priset ökar med en enhet så förväntas grantimmer priset öka med 0,153 enheter. Den ryska invasions dummy visade sig även ha en betydande effekt på grantimmerpriset med en koefficient på 4,275 detta innebär att grantimmerpriset i genomsnitt var 4,275 enheter högre efter invasion hade påbörjats jämfört med innan invasionen.

Tabell 9: Regressionkoefficienttabell från nivåmodellen som undersöker hur grantimmerpris påverkas.

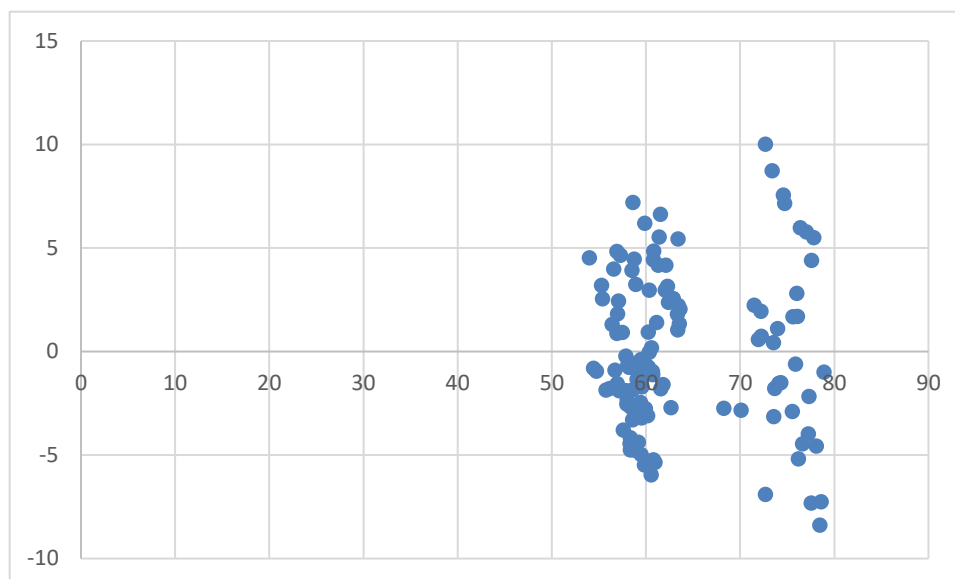
<i>Variabel</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Konstant	48,488	1,976	24,536	1,602E-47
Euribor	2,526	0,461	5,474	2,605E-07
Påbörjad nybyggnad	8,75759E-07	4,0083E-07	2,184	0,030
Brent-olja	0,153	0,029	5,261	6,704E-07
Rysslands invasion	4,275	2,026	2,110	0,037

För att testa de oberoende variablerna för multikollinearitet så användes Variance Inflation Factor testet. Regressionsmodellen som undersöker hur grantimmerpriset påverkas använder samma oberoende variabler som regressionsmodellen som undersöker hur tallmassavedpriset påverkas därav kan testresultatet avläsas ur tabell 6 (Kapitel 4.1).

För att klargöra om det förekommer autokorrelation i regressionsmodellen så gjordes ett Durbin Watson-test för residualerna. Testresultatet påvisade ett Durbin-Watson värde på 0,204 med ett p-värde som var signifikant på 1 % nivå ($<0,01$), detta resultat innebär att noll hypotesen om icke förekomst av autokorrelation förkastas, och att det i stället tyder på förekomst av mycket stark positiv autokorrelation. Eftersom stark positiv autokorrelation förekommer mellan residualerna så leder det till att regressionsmodellen blir missvisande och opålitlig. Orsaken till resultatet beror troligtvis främst på att flera av de variabler som ingår i regressionsmodellen är icke-stationära även om de anses vara teoretiskt lämpligt valda för att förklara rörelsen i grantimmer priset.

Regressionsmodellen testades för heteroskedasticitet genom ett Breusch-Pagan-test över residualerna, testet påvisade ett värde som uppgick till 96,14 med ett p-värde som var signifikant på 1 % nivå ($<0,01$). Resultatet innebär att noll hypotesen om homoskedasticitet förkastas och att det finns statistiska bevis för att heteroskedasticitet förekommer i regressionen vilket leder till att regressionsmodellen blir opålitlig.

För att säkerställa om regressionsmodellen var felspecificerad så gjordes ett Ramsey-reset-test. Testresultatet påvisade att både kvadrerade och kuberade uppskattade Y-värdena var statistiskt signifikanta på 1 % nivå ($<0,01$) när de inkluderades i regressionsmodellen, detta resultat indikerar att regressionsmodellen är felspecificerad.



Figur 5: Uppskattade Y-värden & residualerna från nivå regressionsmodellen so undersöker hur olika variabler påverkar grantimmerpriset.

Det framkommer tydligt att punkterna (residualerna) i diagrammet (figur 5) inte är slumpmässigt spridda kring nollinjen, detta indikerar att regressionsmodellen är icke-linjär. Eftersom man utifrån diagrammet kan visuellt urskilja att variansen inte är konstant för residualerna så bekräftas det som Breusch-Pagan testet påvisade, det vill säga att regressionsmodellen lider av heteroskedasticitet.

4.3 Differensmodell för grantimmerpris

Regressionsmodellen har en förklaringsgrad (R^2) på 0,44 vilket innebär att Regressionsmodellen förklarar ca. 44 % av variationen i grantimmer priset. Det framkommer även att Justerad R^2 uppgår till 0,42 (Tabell 10). Eftersom Justerad R^2 och R^2 inte skiljer sig stort från varandra indikerar det att variablerna som användes i denna regressionsmodell inte var onödiga. Regressionsmodellen baserar sig på totalt 118 observationer.

Tabell 10: Regressionsstatistik från regressionsmodellen som undersöker hur grantimmer priset påverkas av olika variabler.

<i>Regressionsstatistik</i>	<i>värde</i>
Multipel-R	0,666
R-kvadrat	0,444
Justerad R-kvadrat	0,420
Standardfel	0,011
Observationer	118

F värdet för regressionsmodellen är 17,95 med ett signifikant p-värde på 1 % nivå ($<0,01$). Detta resultat innebär att regressionsmodellen är statistiskt signifikant som helhet (Tabell 11).

Tabell 11: ANOVA-tabellen från regressionsmodellen som undersöker hur grantimmerpriset påverkas av olika variabler.

<i>ANOVA</i>	<i>fg</i>	<i>KvS</i>	<i>MKv</i>	<i>F</i>	<i>p-värde för F</i>
Regression	5	0,012	0,002	17,951	4,84755E-13
Residual	112	0,015	0,0001		
Totalt	117	0,027			

Det kan konstateras att påbörjad nybyggnad i Finland är som oberoende variabel statistiskt signifikant på 1 % nivå ($<0,01$) för regressionsmodellen (Tabell 12), med en koefficient på 0,008 så påstår modellen att om påbörjad nybyggnad ökar med en enhet denna månad så förväntas grantimmer priset att öka med 0,008 enheter denna månad. Även laggat grantimmerpris var statistiskt signifikant på 1 % nivå ($<0,01$) för denna regressionsmodell med en koefficient på 0,613 vilket betyder att om grantimmer priset ökade med 1 € föregående månad så förväntas förändringen i grantimmer priset öka med 0,613 € denna månad. De resterande variablerna är icke-signifikanta även på 10 % nivå ($>0,1$), dessa variabler inkluderas dock oavsett eftersom det anses finnas teoretisk grund för att använda dem. Detta resultat indikerar över lag att det finns andra variabler och mekanismer som delvis styr grantimmer priset utöver de som inkluderats i regressionsmodellen.

Tabell 12: Koefficienttabell för regressionsmodellen som undersöker hur grantimmerpris påverkas av olika variabler.

<i>Variabel</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Konstant	0,0006	0,001	0,514	0,608
Euribor	-0,016	0,010	-1,619	0,108
Nybyggnad i Finland	0,008	0,003	2,853	0,005
Brent-olja pris	-0,0006	0,009	-0,077	0,938
Ryska invasionen av Ukraina	0,003	0,002	1,459	0,147
Laggat grantimmerpris	0,613	0,071	8,634	4,58E-14

ADF-testet (Tabell 13) visade att p-värdet för de laggade residualerna är signifikant på 1 % nivå ($<0,01$), t-kvoten för laggade residualer är även mycket lägre än Mackinnons kritiska värde för stationäritet på 1 % (Tabell 14) vilket ytterligare stärker påståendet om att regressionsmodellen är stationär och dess resultat kan därför anses vara pålitliga.

Tabell 13: Augmented Dickey Fuller test över residualerna från regressionsmodellen som undersöker hur grantimmerpriset påverkas av olika variabler.

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Laggade residualer	-0,8663008	0,126147134	-6,86738	3,54E-10
Laggad differens	-0,056852391	0,093062401	-0,61091	0,542467

Tabell 14: Mackinnons asymptotiska kritiska värden vid ingen konstant och ingen trend.

Signifikansnivå	Kritiskt värde
1 %	-2,58
5 %	-1,95
10 %	-1,62

VIF-testvärdena rör sig väldigt nära 1 för de oberoende variabler som inkluderas i denna modell (Tabell 15), vilket är långt under värdet 5 som i allmänhet anses vara gränsvärdet för acceptabel förekomst av multikollinearitet mellan de oberoende variablerna. Detta testresultat innebär att Gauss-Markovs antagande om ingen perfekt multikollinearitet uppfylls.

Tabell 15: resultatet från VIF-testet som utfördes för att undersöka multikollinearitet mellan de oberoende variablerna som inkluderas i regressionsmodellen som undersöker hur grantimmerpris påverkas av olika variabler.

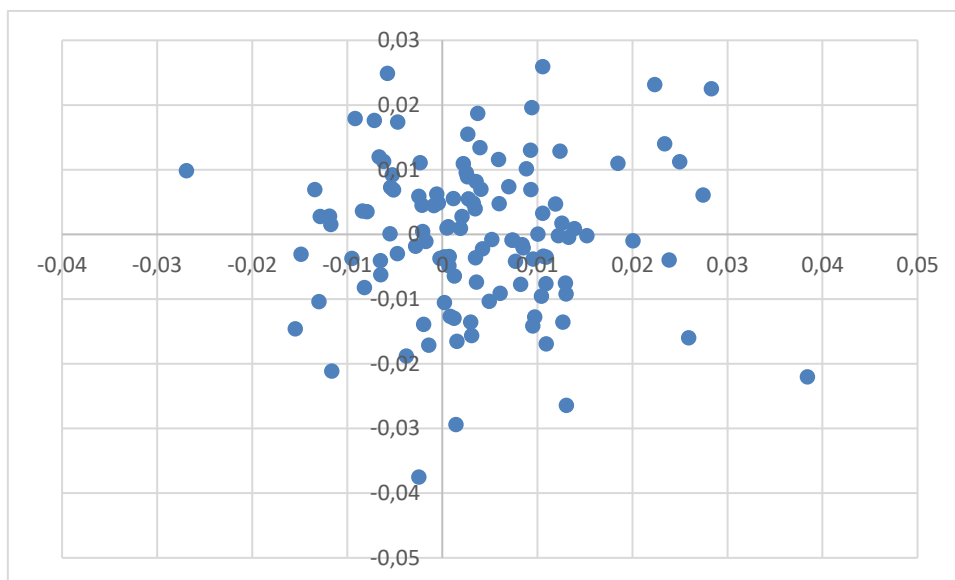
Variabel	VIF-testvärde
Euribor	1,22
Nybyggnad	1,00
Brent-olja	1,02
Ryska invasionen	1,21
Laggat grantimmerpris	1,01

För denna regressionsmodell var Durbin-Watson-testresultatet 1,835 vilket innebär att det finns svag positiv autokorrelation mellan residualerna, dock fortfarande på en acceptabel nivå och mycket nära det ideala värdet 2. Detta resultat innebär att Gauss-Markovs antagande om ingen autokorrelation mellan residualerna uppfylls.

Regressionsmodellen testades även för heteroskedasticitet genom Breusch-Pagan-testet. Testresultatet gav ett Breusch-Pagan värde 7,59 samt ett icke signifikant p-värde på 0,18

($>0,1$), på grund av detta kan noll hypotesen om homoskedasticitet inte förkastas vilket innebär att Gauss-Markovs antagande om homoskedasticitet uppfylls.

Resultatet från Ramsey-Reset-testet visade att varken de kvadrerade eller de kuberade uppskattade Y-värdena är statistiskt signifikanta ($>0,05$) för regressionsmodellen, detta tyder på att regressionsmodellen är korrekt specificerad som helhet.



Figur 6: Punktdiagram över de uppskattade Y-värdena & residualerna från regressionsmodellen som undersöker hur grantimmer priset påverkas av olika variabler.

Ur Figur 6 framkommer det att punkterna är slumpmässigt utspridda kring nollinjen samt att inget krökt mönster förekommer, detta resultat indikerar att regressionsmodellen är linjär och Gauss-Markovs antagande om linjäritet uppfylls.

4.4 Differensmodell för massavedpris på tall

Regressionen för massavedpris på tall uppvisar en förklaringsgrad(R^2) på 0,130 detta innebär att regressionsmodellen förklarar ca. 13 % av variationen i massavedpriset på tall. Justerat R^2 är märkbart lägre på 0,091 vilket tyder på förklaringsgraden straffas på grund av onödiga variabler som inte bidrar till regressionsmodellen. Regressionsmodellen baseras på 118 observationer (Tabell 16).

Tabell 16: regressionsstatistik från regressionsmodellen som undersöker hur massavedpriset på tall påverkas av olika variabler.

<i>Regressionsstatistik</i>	<i>Värde</i>
Multipel-R	0,361
R-kvadrat	0,130
Justerad R-kvadrat	0,091
Standardfel	0,024
Observationer	118

F-testet för regressionsmodellen ger värdet 3,370 med ett p-värde på 0,007, detta innebär att regressionsmodellen som helhet är statistiskt signifikant ($<0,05$). Även om regressionsmodellen har en låg förklaringsgrad så har de variabler som inkluderats tillsammans en signifikant förklaringsförmåga för variationen i massavedpriset på tall (Tabell 17).

Tabell 17: ANOVA för regressionsmodellen som undersöker hur massavedpriset på tall påverkas av olika variabler.

<i>ANOVA</i>	<i>fg</i>	<i>KvS</i>	<i>Mkv</i>	<i>F</i>	<i>p-värde för F</i>
Regression	5	0,010	0,002	3,370	0,007
Residual	112	0,069	0,0006		
Totalt	117	0,0801			

Det framkommer ur resultatet (Tabell 18) att endast ryska invasionen av Ukraina är signifikant på 5 % nivå ($<0,05$) av de oberoende variabler som inkluderades i regressionsmodellen. Ryska invasionen av Ukraina har en koefficient på 0,012 vilket indikerar att priset på tall massaved var i genomsnitt 0,012 enheter högre efter att invasionen av Ukraina hade påbörjats. I regressionsmodellen var nybyggnad i Finland signifikant på 10 % nivå ($<0,1$) med en koefficient på 0,012, vilket betyder att när nybyggnad ökar med en enhet så förväntas massavedpriset på tall öka med 0,012 enheter. Laggat tall massavedpris var också signifikant på 10 % nivå ($<0,1$) med en koefficient på 0,166 vilket innebär att om prisförändringen föregående månad var 1 € så förväntas förändringen i massavedpris på tall öka med 0,166 € denna månad. Euribor och brent-olja pris är inte statistiskt signifikanta ens på 10 % nivå ($<0,1$). Det svaga sambandet mellan den beroende variabeln och de oberoende variablerna i helhet indikerar att det är främst andra mekanismer och variabler som styr förändringen i massavedpriset på tall.

Tabell 18: Koefficienttabell från regressionsmodellen som undersöker hur massavedpriset på tall påverkas av olika variabler.

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Konstant	0,001	0,002	0,448	0,654
Euribor	0,002	0,0190	0,105	0,915
Nybyggnad i Finland	0,012	0,008	1,923	0,057
Brent-olja	-0,009	0,014	-0,500	0,617
Rysslands invasion av ukraina	0,012	0,006	2,303	0,023
laggat tall massavedpris	0,166	0,114	1,810	0,072

Ur Augmented-Dickey-Fuller-testet framkommer det att P-värdet för laggade residualer är statistiskt signifikanta på 1 % nivå ($<0,01$) samt att t-kvoten är -7,00 (Tabell 19) vilket enligt Mackinnons kritiska värden stärker samma påstående om att regressionsmodellen är stationär på 1 % nivå ($<0,01$) (Tabell 14). Eftersom residualerna är stationära på 1 % nivå anses regressionsmodellen vara pålitlig.

Tabell 19: Augmented Dickey Fuller test för residualerna från regressionsmodellen som undersöker hur olika variabler påverkar massavedpriset på tall.

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Laggade residualer	-0,934	0,133	-7,001	1,82E-10
laggad differens	-0,100	0,092	-1,085	0,280013

Ur VIF-testresultatet (Tabell 20) framkommer det att alla variabler påvisar ett värde som rör sig väldigt nära 1, vilket är långt under värdet 5 som brukar fungera som en varningsgräns för multikollinearitet. Eftersom alla variablers värde rör sig kring 1 så indikerar det att ingen perfekt multikollinearitet förekommer mellan de oberoende variablerna.

Tabell 20: Resultatet från VIF-testet som utfördes för de oberoende variablerna i den differenstransformerade regressionen för massavedpriset på tall.

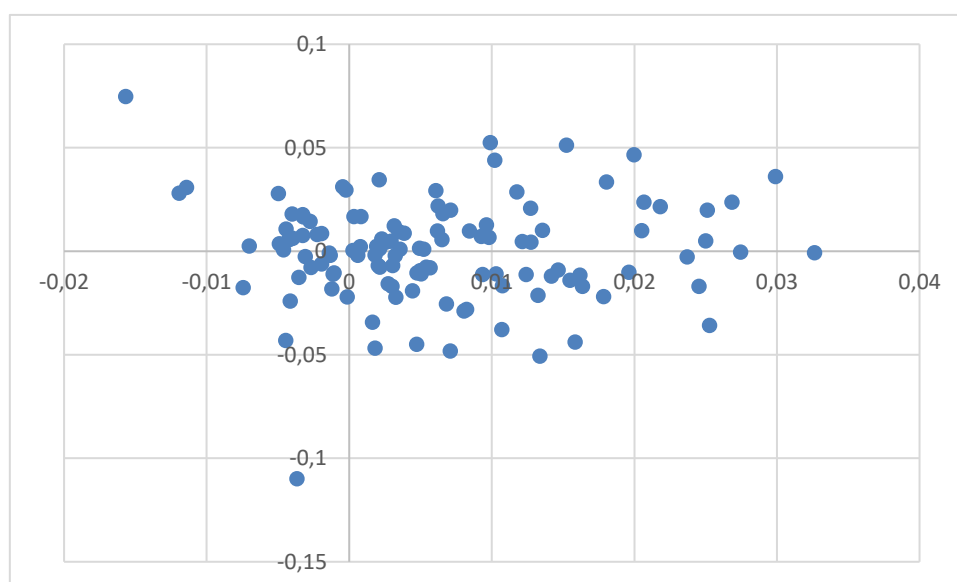
Variabel	VIF-testvärde
Euribor	1,23
Nybyggnad	1,00
Brent-olja	1,02
Ryska invasionen	1,24
Laggat tall massavedpris	1,08

Durbin Watson-testresultatet för regressionsmodellen gav värdet 2,07 vilket indikerar att det förekommer ytterst svag negativ autokorrelation mellan residualerna. Eftersom Durbin

Watson testvärdet är så pass nära 2 som anses som det ideala värdet så kan man dra slutsatsen att ingen problematisk autokorrelation mellan residualerna förekommer.

Breusch Pagan-testet gav ett värde på 9,24 med ett p-värde 0,099 vilket innebär att noll hypotesen om homoskedasticitet inte kan förkastas på 5 % nivå ($<0,05$). Nollhypotesen kan dock förkastas på 10 % nivå och detta innebär att det finns svaga tecken för heteroskedasticitet, på grund av detta valde jag att använda mig av robusta standardfel för denna regressionsmodell.

Ramsey-Reset-testet påvisar att både de kvadrerade och kuberade uppskattade Y-värdena blev statistiskt signifikanta ($<0,05$) vilket indikerar att regressionsmodellen är felspecificerad. Testresultatet stärker även påståendet som nämndes tidigare om att variablerna som används i denna modell inte förklarar prisförändringen för tall massaved och i stället är det andra variabler och mekanismer som styr förändringen.



Figur 7: Punktdiagram över de uppskattade Y-värden & residualerna från regressionsmodellen som undersöker hur massavedpriset på tall påverkas av olika variabler.

Det framkommer att spridningen av punkterna är slumpmässig kring nollinjen i helhet, dock kan några extremvärden noteras (Figur 7), utifrån denna visuella bedömning kan man påstå att antagandet om linjäritet för regressionsmodellen uppfylls.

4.5 Regressionsmodell Avverkningsmängd – grantimmer

Det framkommer ur regressionsstatistikan att R^2 anger värdet 0,837 och justerat R^2 anger värdet 0,817 (Tabell 21), detta innebär att de oberoende variablerna förklarar ca. 82 % av

variationen för avverkningsmängd av grantimmer. Eftersom det inte finns en betydlig skillnad mellan R^2 värdet och justerat R^2 så kan det även bekräftas att de förklarande variablerna som används i regressionen inte är onödiga.

Tabell 21: Regressionsstatistik från regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängd för grantimmer påverkas.

<i>Regressionsstatistik</i>	<i>värde</i>
Multipel-R	0,915
R-kvadrat	0,837
Justerad R-kvadrat	0,817
Standardfel	121,563
Observationer	119

F värde för regressionsmodellen är 41,74 med ett p-värde $<0,05$ (Tabell 22), detta innebär att regressionsmodellen som helhet anses vara statistiskt signifikant.

Tabell 22: Anova-tabell från regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängden av grantimmer påverkas.

<i>Anova</i>	<i>fg</i>	<i>KvS</i>	<i>Mkv</i>	<i>F</i>	<i>p-värde för F</i>
Regression	13	8019996,39	616922,8	41,747	1,75912E-35
Residual	105	1551650,786	14777,63		
Totalt	118	9571647,176			

Det framkommer i resultatet att avverkningsmängd med 1 månad fördröjning är statistiskt signifikant med ett p-värde $<0,05$. Koefficienten för laggad avverkningsmängd är 0,617 vilket enligt modellen innebär att en ökning på en kubik föregående månad skulle innebära en ökning på 0,617 kubik denna månad, detta tyder bland annat på ett positivt autokorrelativt mönster när det gäller avverkningsmängd av grantimmer (Tabell 23).

Det kan även konstateras att rotpriset för grantimmer är icke signifikant (p-värde $>0,05$) i denna regressionsmodell (tabell 23), detta tyder på att kortsiktiga prisförändringar inte påverkar avverkningsmängden signifikant, en orsak till detta resultat kan möjligtvis vara att prisets effekt är mycket fördröjd.

I regressionsmodellen användes en säsongsdummy, dess användningssyfte är främst att lyfta fram ifall det finns några säsongsbaserade mönster när det gäller avverkningsmängd av grantimmer. I säsongsdummin ingår inte december eftersom den används som

referensmånad. Det framkommer att majoriteten av månaderna är statistiskt signifikanta (Tabell 23) och man kan dra slutsatsen att det finns ett säsongsmönster.

Tabell 23: Koefficient tabellen från regressionen som undersöker hur avverkningsmängd av grantimmer påverkas.

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Konstant	351,770	108,110	3,253	0,001
Laggad avverkningsmängd	0,617	0,075	8,231	5,41E-13
Grantimmer-Rotpris	1058,955	907,125	1,167	0,245
Januari	259,030	57,435	4,509	1,69E-05
Februari	36,219	54,484	0,664	0,507
Mars	214,418	55,654	3,852	0,0002
April	-407,500	55,585	-7,331	4,94E-11
Maj	48,977	71,972	0,680	0,497
Juni	135,249	64,213	2,106	0,037
Juli	-286,910	59,944	-4,786	5,59E-06
Augusti	584,711	72,795	8,032	1,49E-12
September	163,542	55,061	2,970	0,003
Oktober	267,486	54,839	4,877	3,84E-06
November	103,229	54,980	1,877	0,063

Ur ADF-testresultatet framkommer det att de laggade residualerna som verkar som oberoende variabel i ADF testet har en t-kvot på -8,18 samt ett p-värde $<0,01$ (Tabell 24), detta resultat indikerar att vi kan förkasta noll hypotesen om icke-stationäritet på 1 % nivå (Tabell 14) och regressionsmodellens resultat kan anses vara pålitlig.

Tabell 24: Augmented-Dickey-Fuller-testresultat.

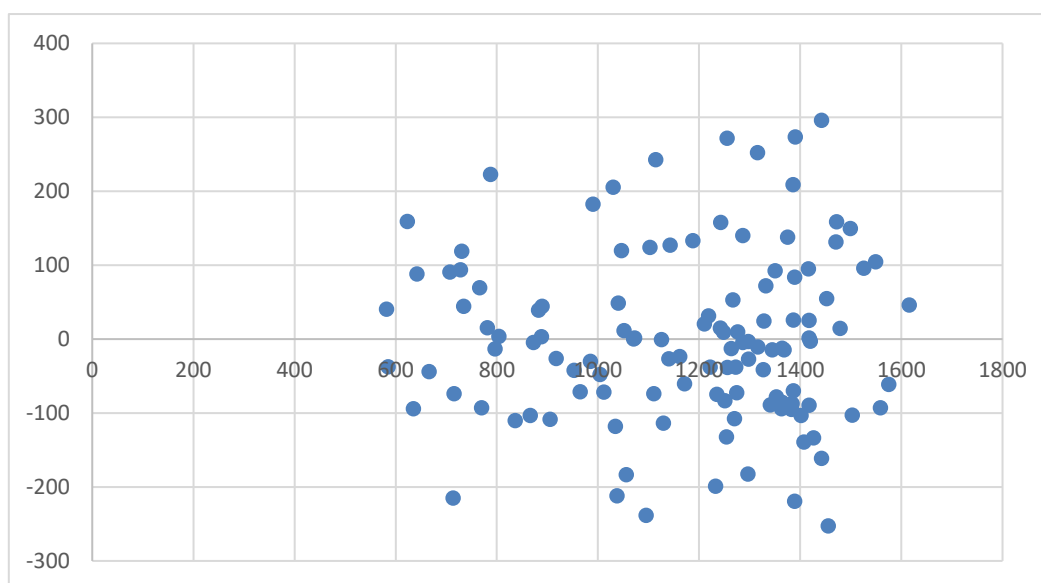
<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Laggade residualer	-1,190	0,145	-8,186	3,94E-13
Laggad differens	-0,026	0,093	-0,287	0,774

I denna regressionsmodell visade sig fördröjd avverkningsmängd ha ett VIF-värde på 3,64 medan grantimmerpris påvisade ett VIF-värde på 1,53, båda dessa värden ligger tydligt under 5, vilket indikerar att det inte finns någon allvarlig multikollinearitet mellan de oberoende variablerna. Det gjordes inget VIF-test på säsongsdummys eftersom dess syfte var främst att lyfta fram ifall det finns säsongsmönster

Durbin-Watson-testet påvisade ett värde på 2,43 vilket tyder på svag negativ autokorrelation dock inget som anses vara allvarligt för denna regressionsmodell.

För denna regressionsmodell var Breusch-Pagan-testvärdet 19,77 med ett p-värde på 0,101, eftersom p-värdet var icke-signifikant ($>0,05$) betyder det att vi inte kan förkasta noll hypotesen om homoskedasticitet samt att det inte existerar några statistiskt signifikanta bevis på att heteroskedasticitet förekommer.

Ramsey-Reset testet påvisade att varken de kvadrerade eller kuberade uppskattade Y-värdena var signifikanta ($>0,05$) för regressionsmodellen vilket indikerar att regressionsmodellen är korrekt specificerad. Resultatet i sig bevisar dock inte icke-förekomst av endogenitet i regressionsmodellen men det stöder antagandet om exogenitet.



Figur 8: Punktdiagram över de uppskattade Y-värdena samt residualerna från regressionsmodellen som undersöker inverkan på avverkningsmängd av grantimmer.

Utifrån Figur 8 kan man göra den visuella bedömningen att punkterna verkar vara relativt slumpmässigt spridda runt nollinjen och inget klart mönster kan urskiljas. Resultatet tyder på att regressionsmodellen är linjär, resultatet stöder även det som Breusch-Pagan-testet påvisade, det vill säga att noll hypotesen om homoskedasticitet inte kan förkastas.

4.6 Regressionsmodell för avverkningsmängd av massaved av tall

Det framkommer ur regressionsstatistikan att $R^2 = 0,805$ samt att justerad $R^2 = 0,781$, detta innebär att modellen förklarar ca. 78 % av variationen i avverkningsmängd av massaved av tall (Tabell 25). Skillnaden på R^2 och Justerad R^2 är relativt liten vilket indikerar att variablerna som ingår i regressionsmodellen inte var onödiga.

Tabell 24: regressionsstatistik för regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängd av massaved av tall påverkas.

<i>Regressionsstatistik</i>	<i>Värde</i>
Multipel-R	0,897
R-kvadrat	0,805
Justerad R-kvadrat	0,781
Standardfel	120,245
Observationer	119

Det kan konstateras att F värdet för regressionsmodellen uppgår till 33,47 med ett p-värde som är statistiskt signifikant på 1 % nivå ($<0,01$) detta innebär att regressionsmodellen som helhet anses vara statistiskt signifikant (Tabell 26).

Tabell 26: ANOVAN från regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängden av massaved av tall påverkas.

<i>ANOVA</i>	<i>fg</i>	<i>KvS</i>	<i>Mkv</i>	<i>F</i>	<i>p-värde för F</i>
Regression	13	6293041,79	484080,1	33,479	1,9534E-31
Residual	105	1518200,764	14459,05		
Totalt	118	7811242,555			

Resultatet påvisar att avverkningsmängden av massaved av tall med 1 månads fördröjning är statistiskt signifikant på 1 % nivå ($<0,01$) med en koefficient på 0,479. Koefficienten kan tolkas på följande vis: om avverkningsmängden ökade med 1 m³ tall massaved föregående månad så förväntas den nuvarande månadens avverkningsmängd öka med 0,479 m³ (Tabell 27). Koefficienten för laggad avverkningsmängd av tall massaved tyder på ett positivt autokorrelativt mönster.

Det framkommer även att p-värdet för rotpris på massaved av tall i denna regressionsmodell är icke signifikant ($>0,05$), detta indikerar att kortsiktiga prisförändringar inte har en signifikant påverkan på avverkningsmängden av massaved av tall, detta kan bero på att effekten av prisförändringarna är långsam (Tabell 27).

För denna regressionsmodell användes även en säsongsdummy, dess syfte är främst att klargöra ifall det finns några säsongsbaserade mönster när det gäller avverkningsmängd. december månad används som referens månad och ingår därför inte i regressionsmodellen. Det kan konstateras att majoriteten av månaderna som användes i regressionsmodellen har ett signifikant p-värde ($<0,05$), detta tyder på att det finns ett säsongsmönster när det gäller avverkningsmängd av massaved av tall (Tabell 27).

Tabell 27: Koefficienttabell från regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängden för massaved av tall påverkas.

<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Konstant	609,425	121,737	5,006	2,249E-06
Laggad avverkningsmängd	0,479	0,0850	5,631	1,505E-07
Rot pris för tall massaved	185,294	512,249	0,361	0,718
Januari	193,827	57,104	3,394	0,0009
Februari	206,230	54,297	3,798	0,0002
Mars	413,953	55,054	7,518	1,948E-11
April	-124,810	63,207	-1,974	0,050
Maj	-311,183	53,831	-5,780	7,709E-08
Juni	83,099	64,417	1,290	0,199
Juli	-243,770	61,253	-3,979	0,0001
Augusti	319,956	67,123	4,766	6,05E-06
September	58,241	56,524	1,030	0,305
Oktober	223,657	55,510	4,029	0,0001
November	39,731	56,857	0,698	0,486

Augmented Dickey Fuller testresultatet (Tabell 28) påvisar att t-kvoten för laggad residualer är -7,04 och p-värdet är signifikant på 1 % nivå ($<0,01$), resultatet innebär att vi kan förkasta nollhypotesen om att regressionsmodellen skulle vara icke-stationär på 1 % nivå (Tabell 14) och vi kan dra slutsatsen att regressionsmodellens resultat är pålitligt.

Tabell 28: Augmented Dickey Fuller-testresultat för regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängden av massaved av tall påverkas.

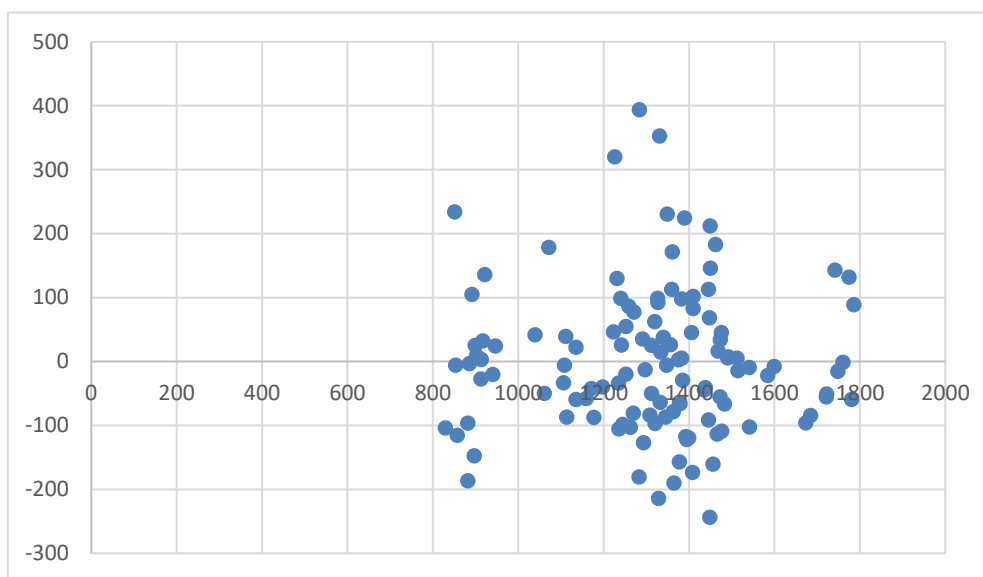
<i>Variabler</i>	<i>Koefficienter</i>	<i>Standardfel</i>	<i>t-kvot</i>	<i>p-värde</i>
Laggade residualer	-0,964	0,136	-7,048	1,39E-10
Laggad differens	-0,126	0,092	-1,370	0,173

För denna regressionsmodell påvisade fördröjd avverkningsmängd ett VIF-värde på 3,90 medan rot priset på massaved av tall påvisade ett VIF-värde på 1,45. Bägge variablerna hade ett VIF-värde som var lägre än 5 vilket tyder på att det inte förekommer några allvarliga multikollinearitets problem i regressionsmodellen. Det gjordes inget VIF-test på säsongsdummys eftersom dess syfte var främst att lyfta fram ifall det finns säsongsmönster

Durbin-Watson-värdet för regressionsmodellen uppgick till 2,20 vilket indikerar svag negativ autokorrelation mellan residualerna, dock inget som påverkar denna regressionsmodell allvarligt.

Breusch-Pagan-testvärdet för denna regressionsmodell uppgick till 12,64 med ett p-värde på 0,47 vilket är icke-signifikant ($>0,05$). Eftersom p-värdet för Breusch-Pagan-testet var icke-signifikant så kan vi inte förkasta nollhypotesen om homoskedasticitet för denna regressionsmodell.

Ramsey-Reset-testet påvisade att varken de kvadrerade eller kuberade uppskattade Y-värdena var statistiskt signifikanta ($>0,05$) för regressionsmodellen vilket indikerar att regressionsmodellen är korrekt specificerad. Detta test bevisar dock inte icke-förekomst av endogenitet i regressionsmodellen men resultatet stöder indirekt antagandet om exogenitet.



Figur 9: Punktdiagram över de uppskattade Y-värdena och residualerna från regressionsmodellen som undersöker hur avverkningsmängden av massaved av tall påverkas.

Utifrån Figur 9 så kan man visuellt bedöma att punkterna är slumpmässigt utspridda, bortsett från några få extremvärden som kan noteras, dessa få extremvärden påverkar dock inte slutsatsen desto mera och man kan göra bedömningen att antagandet om linjäritet för denna regressionsmodell uppfylls.

5 Intervjuer

Som en del av denna studie så intervjuades fem olika skogsägare i form av semi-strukturerad intervju där frågorna fungerade som riktlinjer och skogsägaren fick svara fritt. Syftet med intervjuerna var främst att kunna jämföra skogsägarnas perspektiv och upplevelser med det som regressionsmodellerna påvisar för att sedan kunna avgöra om resultaten och svaren

stöder varandra. Personerna som intervjuades har varit skogsägare mellan 9–45 år och skogsarealen som de förvaltar varierar mellan 14–100 Ha, samtliga skogsägare som intervjuades bor mer eller mindre intill sina skogsfastigheter.

När jag frågade skogsägarna om varför de vanligtvis väljer att avverka sin skog så var svaren ungefär identiska för samtliga skogsägare, fyra av fem skogsägare nämnde att behov av kapital var en vanlig orsak till att de avverkade sin skog. tre av fem skogsägare nämnde även att skogens omloppscykel spelar en stor roll när de bestämmer sig för att avverka sin skog.

Av de skogsägare som intervjuades påstod fyra av fem skogsägare antingen att de följer eller har följt en skogsbruksplan under sin tid som skogsägare. De fyra skogsägare som följer eller har följt en skogsbruksplan var av den åsikten att skogsbruksplanen fungerade mest som riktlinje men att avverkningarna inte skedde till punkt och pricka efter vad skogsbruksplanen förespråkade.

När det gäller yttre faktorer som påverkat beslutet om avverkningar så nämnde tre av fem skogsägare att stormskador är någonting som har påverkat deras beslut om att avverka sin skog. Älgbetning var ett annat problem som två av fem skogsägare hade råkat utför, vilket påverkade deras beslut om skogliga åtgärder. Av de skogsägare som intervjuades framkom det även att tre av fem skogsägares beslut om att avverka sin skog hade påverkats av att en del av deras skog hade fredats i form av Natura2000 område. En av fem skogsägare påstod även att insektsangrepp hade påverkat hans beslut om att avverka sin skog.

Det framkom även från intervjuerna att fyra av fem skogsägare inte brukade jämföra skogens avkastning med andra placeringsalternativ. En av skogsägarna påstod dock att hen hela tiden beaktar och jämför skogens avkastning med andra placeringsalternativ, över lag var denna skogsägare av den åsikten att skog är en sund och stabil investering.

När frågan om skogsavdrag, räntefördelning eller liknande hade påverkat tidpunkten för avverkningar eller beslutet om avverkningar på något sätt uppdagades så svarade tre av fem skogsägare nej. Två av fem skogsägare påstod att tillgången till skogsavdrag för bland annat traktor har gett dem möjligheten att avverka mera själva och sälja mera virke på leverans.

Av de skogsägare som intervjuades så bedrev samtliga ekonomiskogsbruk och alla var av den åsikten att det är mycket viktigt att skogen ser välskött ut. Vad gäller den biologiska mångfalden i förhållande till den ekonomiska aspekten av skogsbruket så svarade tre av fem skogsägare att de endast främjar den biologiska mångfalden till den grad som certifieringen på deras skog kräver, men ekonomin prioriteras främst. Två av fem skogsägare påstod att de

frivilligt sparar mindre områden utöver det som certifieringarna kräver om till exempel anser att det är miljömässigt värdefullt.

När frågan om hur virkespris påverkar beslut om avverkning uppenbarade sig så svarade samtliga skogsägare att priset på virket inte har haft någon större inverkan på deras beslut om att avverka sin skog. Faktorer som främst har påverkat skogsägarnas beslut om att avverka har i stället varit behovet av kapital, kravet på jämn inkomst och skogsbruksplanens riktlinjer. Två av fem skogsägare påstod att ifall virkespriserna skulle vara extremt låga så skulle de kanske vänta lite med avverkningen, och motsvarande om virkespriserna skulle vara väldigt höga så skulle det möjligtvis kunna påverka dem att utnyttja marknadsläget. En av fem skogsägare påstod att hen hade avverkat lite mera de senaste åren än i genomsnitt på grund av det höga priset på virke.

Faktorer som skulle få skogsägarna att avverka mera i framtiden var bland annat behovet att likvida medel samt osäkerhet kring om skogsområden riskeras att fredas skulle kunna leda till mera avverkningar. En skogsägare nämnde även att om virkespriset steg ytterligare till ännu extremare nivåer så kunde det potentiellt leda till mera avverkningar i framtiden.

När det gällde faktorer som kunde få skogsägarna att avverka mindre i framtiden så framkom det bland annat att tre av fem skogsägare skulle kunna tänka sig att avverka en mindre mängd skog än tidigare om de skulle få en skälig ersättning för att i stället freda den. En skogsägare nämnde dock att hen inte skulle freda sin skog frivilligt i utbyte mot en skälig ersättning eftersom hen ogillar när skogen ser ovårdad ut, utöver detta var sämre vintrar också en faktor som skogsägarna nämnde att kunde påverka dem att avverka mindre.

6 Diskussion

Resultaten som baserar sig på kvalitativa intervjuer av skogsägare och regressionsmodeller tyder på att sambandet mellan virkespris och avverkningsmängd i allmänhet är relativt svagt. Enligt regressionsmodellen som undersöker sambandet mellan avverkad mängd av grantimmer och rot pris för grantimmer i differenstransformerad form så finns det inte ett signifikant samband ens på 10 % nivå ($<0,1$). Regressionsmodellen som undersöker sambandet mellan avverkad mängd av tall massaved och rot priset på tall massaved gav ett liknande resultat där rot priset för tall massaved i differenstransformerad form inte heller var signifikant för regressionen ens på 10 % nivå ($<0,1$). Utifrån regressionsmodellerna så framkommer det även att avverkningsmängden är till stor del säsongbaserad. Resultaten

från regressionsmodellerna stöds av de svar som intervjuerna gav, det vill säga att skogsägarna påstod i allmänhet att själva priset sällan påverkade beslutet om att avverka skogen utan i stället vägde andra faktorer tyngre som till exempel behov av kapital, skogsbruksplanens riktlinjer och skogens omloppscykel. Eftersom endast fem skogsägare intervjuades samt att de inte var slumpmässigt utvalda så bör det nämnas att resultatet inte är representativt för alla skogsägare i Finland. Det finns även risk för att skogsägarna som intervjuades har åsikter och erfarenheter som inte speglar genomsnittet. Faktumet att skogsägarna som intervjuades huvudsakligen bor på landsbygden är också något som bör beaktas eftersom det med stor sannolikhet har påverkat deras svar i viss mån. I stort sett var intervjuerna ett lyckat metodval och de fungerade som ett mycket bra komplement till regressionsmodellerna.

En intressant jämförelse kan göras med den tidigare amerikanska studien (Shahi, Siry, Bettinger, Li, & Smith, 2023) som påvisade att virkespriset hade en signifikant påverkan på utbudet, den amerikanska studiens resultat skiljer sig alltså jämfört med resultatet från denna studie. Orsaker som möjligtvis kan bidra till de olika resultaten är bland annat att den nordiska virkesmarknaden skiljer sig från den amerikanska virkesmarknaden på flera sätt. Metoderna som används i denna studie och i den amerikanska studien skiljer sig även åt, utöver detta är tidsperioden som undersöks inte heller identisk för bägge studierna.

Min studie påvisade även det som undersökningen ”Consistent estimation of long-run nonindustrial private forest owner timber supply using micro data” (Favada, Kuuluvainen, & Uusivuori, 2007) påvisade, det vill säga att skogsägare väljer att avverka sin skog på grund av faktorer som jämn inkomst och behov av kapital, men att även skogens omloppscykel spelar en betydande roll.

Enligt Skogssektorns konjunkturrapport 2025–2026 så framkommer det bland annat att industrins virkeslager och produktionsbegränsningar har en betydande påverkan på virkesmarknaden (Viitanen, Jari; Mutanen, Antti; Karvinen, Sari, m.fl., 2025). Slutsatsen är alltså att det främst är andra mekanismer som styr avverkningsmängden framför själva virkespriset, samt att virkespriset främst bestäms av andra faktorer än avverkningsmängden, detta stöds även av det teoretiska ramverket som används i detta arbete.

För att undersöka vad som driver förändringarna av tall massavedpris samt grantimmerpris så gjordes först två nivåmodeller där euribor, påbörjad nybyggnad i Finland, brent-olja och ryska invasionen av Ukraina användes som oberoende variabler. Dessa nivå-modeller hade båda en mycket stark förklaringsgrad, regressionsmodellerna var även båda signifikanta i

helhet. En intressant skillnad mellan nivå-modellerna var att i tall massavedpris regressionen så var endast euribor signifikant medan alla oberoende variabler var signifikanta på 5 % nivå ($<0,05$) i grantimmerpris regressionen. Även om dessa nivå-modeller påvisade ett mycket tydligt resultat så är det inte fullständigt pålitligt eftersom alla variabler som används i regressionerna inte är stationära, det vill säga att dessa variablers egenskaper förändras över tid. För dessa nivå-modeller orsakar strukturbrottet i form av den ryska invasionen problem, eftersom variansen inte blir konstant mellan observationerna. En metod som skulle ha kunnat användas för att motverka strukturbrottet är att dela upp regressionen i två delar, där den ena regressionsmodellen behandlar tiden före den ryska invasionen och den andra regressionsmodellen behandlar tiden då den ryska invasionen pågår. Problemet med att dela upp regressionen i två delar är att mängden observationer blir betydligt färre för tiden då ryska invasionen pågår vilket gör jämförelsen mellan regressionerna svår.

I detta arbete undersöktes endast två sortiment: grantimmer och tall massaved, detta innebär att denna undersökning inte bevisar att påståendet om att sambandet mellan avverkningsmängd och virkespris skulle vara svagt för alla sortiment. I framtida undersökningar skulle det även vara intressant att testa denna metod för andra sortiment, man skulle även möjligtvis kunna skapa ett virkesindex där alla huvudsakliga virkessortiment ingår för att undersöka samma frågeställningar som detta arbete utgår ifrån.

Saker som skulle ha kunnat göras annorlunda för detta arbete är bland annat att inkludera mer relevanta oberoende variabler för regressionsmodellen som undersöker hur tall massavedpris påverkas. I detta arbete har jag valt att jämföra hur de olika sortimenten påverkas av samma faktorer, huvudsakligen för att bekräfta att de påverkas av olika mekanismer beroende på sortiment. I framtida undersökningar skulle man även kunna lägga de olika variablerna med olika grad av fördröjning, eftersom virkespriserna vanligtvis reagerar med olika kraft samt hastighet beroende på vilken oberoende variabel det är frågan om. Det är dock svårt att avgöra exakt vilken grad av fördröjning enskilda oberoende variabler bör ha.

I framtida undersökningar kunde man antingen intervjua fler skogsägare för att få ett större sampel och en större variation i svaren. En annan metod som även skulle kunna fungera för denna typ av studie är enkät med antingen fria svarsalternativ, fasta svarsalternativ eller en kombination av bägge.

7 Referenser

- Asian Insiders. (2025). *Asia's Construction Industry 2025 Building for Tomorrow*. Asian Insiders.
- Baker, S. (den 2 Februari 2021). *Demand, Supply, and Timber Prices: A Southern Saga*. Hämtat från Forisk Consulting: <https://forisk.com/2020-price-forecasts/>
- Beskrivning*. (u.d.). Hämtat från Finlands bank: [https://www.suomenpankki.fi/sv/statistik/rantor-och-valutakurser/rantor/beskrivning/#:~:text=Euribor%20\(Euro%20Interbank%20Offered%20Rate,f%C3%B6r%20r%C3%A4nteperiod%20om%20360%20dagar.](https://www.suomenpankki.fi/sv/statistik/rantor-och-valutakurser/rantor/beskrivning/#:~:text=Euribor%20(Euro%20Interbank%20Offered%20Rate,f%C3%B6r%20r%C3%A4nteperiod%20om%20360%20dagar.)
- Brent crude oil*. (2026). Hämtat från Tradingeconomics: <https://tradingeconomics.com/commodity/brent-crude-oil>
- Byggnads- och bostadsproduktion*. (den 18 Februari 2025). Hämtat från Statistikcentralen: <https://stat.fi/sv/statistik/ras>
- Charrey, S. (2024). *Finland Construction Activity*. Timber Finance.
- Cliffe, C. (u.d.). *Vad påverkar olje priset?* Hämtat från IG: <https://www.ig.com/se/tradingstrategier/vad-paverkar-oljepriset--200723>
- Domestic production of wood pellets decreased in 2023*. (den 20 3 2024). Hämtat från Luonnonvarakeskus: <https://www.luke.fi/en/news/domestic-production-of-wood-pellets-decreased-in-2023>
- Euribor 3-month - Historical close, average of observations through period, Euro area, Monthly*. (den 1 Maj 2026). Hämtat från European central Bank: https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR3MD_HSTA
- Exogeneity: Definition*. (den 8 Juli 2018). Hämtat från Statistics How TO: <https://www.statisticshowto.com/exogeneity/>
- Facts about Finnish forests*. (2023). Hämtat från Finnish Forest Industries: <https://metsateollisuus.fi/en/uutishuone/facts-about-finnish-forests/#:~:text=Most%20of%20the%20Finnish%20forests,comes%20from%20private%20forest%20owners.>
- Favada, I, Kuuluvainen, J., & Uusivuori, J. (2007). Consistent estimation of long-run nonindustrial private forest owner timber supply using micro data. *Canadian Journal of Forest Research*.
- Foreign trade in roundwood and forest industry products by country 2024 (provisional)*. (den 4 April 2025). Hämtat från Luonnonvarakeskus: <https://www.luke.fi/en/statistics/foreign-trade-in-roundwood-and-forest-industry-products-statistics-discontinued/foreign-trade-in-roundwood-and-forest-industry-products-by-country-2024-provisional>
- Forest products marketing and trade*. (u.d.). Hämtat från FAO: <https://www.fao.org/4/w4388e/w4388e0k.htm>

- Gauss Markov Theorem & Assumptions.* (den 8 Juli 2018). Hämtat från Statistics How To: <https://www.statisticshowto.com/gauss-markov-theorem-assumptions/>
- Gauss-Markov Assumptions: Foundation of Linear Regression & OLS Estimation.* (den 22 Maj 2025). Hämtat från Michael Brenndoerfer: <https://mbrenndoerfer.com/writing/gauss-markov-assumptions-linear-regression-ols-blue-estimator>
- How to Remove Non-Stationarity in Time Series Forecasting.* (den 23 Juli 2025). Hämtat från Geeksforgeeks: <https://www.geeksforgeeks.org/machine-learning/how-to-remove-non-stationarity-in-time-series-forecasting/>
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (Maj 2021). *Forecasting: Principles and practise.* Melbourne, Australia.
- Ingen betydande förbättring i efterfrågan på skogsindustriprodukter i sikte.* (den 6 Oktober 2025). Hämtat från Luonnonvarakeskus: <https://www.luke.fi/fi/uutiset/metsateollisuustuotteiden-kysynnassa-ei-merkittavaa-paranemista-nakyvissa>
- Jawad, A. (den 21 Januari 2025). *Utbud och efterfrågan.* Hämtat från One Money Way: <https://onemoneyway.com/sv/blog/utbud-och-efterfragan/>
- Karttunen, K. (u.d.). *Virkesmarknaden: Det finns efterfrågan på virke och virkespriserna är höga.* Hämtat från Landsbygdensfolk.fi: <https://www.landsbygdensfolk.fi/nyheter/virkesmarknaden-det-finns-efterfragan-pa-virke-och-virkespriserna-aer-hoega>
- Kenton, W. (den 13 Oktober 2025). *Durbin Watson Test Explained: Autocorrelation in Regression Analysis.* Hämtat från Investopedia: <https://www.investopedia.com/terms/d/durbin-watson-statistic.asp>
- Key ECB interest rates.* (2026). Hämtat från Europeiska Central Banken: https://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/key_ecb_interest_rates/html/index.sv.html
- Kolis, K., Hiironen, J., Ärölä, E., & Vitikainen, A. (2014). Effects of sale-specific factors on stumpage prices in Finland. *Silva Fennica.*
- Kuuluvainen, J., Karppinen, H., Hänninen, H., & Uusivuori, J. (2014). Effects of gender and length of land tenure on timber supply in Finland. *Journal of Forest Economics.*
- Linjär regression.* (u.d.). Hämtat från FlowHunt: <https://www.flowhunt.io/sv/ordlista/linear-regression/#>
- Mackinnon, J. G. (2010). *Critical Values for Cointegration Tests.* Queen's University.
- Priselasticitet-Vad är priselasticitet?* (u.d.). Hämtat från Talenom: <https://talenom.com/sv-se/ekonomisk-ordlista/priselasticitet/>
- Rotköp.* (u.d.). Hämtat från UPM Skog: <https://www.upmmetsa.fi/sv/information-och-evenemang/infoartiklar/rotkop/>
- Rydin, Tomas. (den 28 April 2026). *Europeiska bygg- och materialbolag inför en ny tillväxtfas.* Hämtat från Sveriges Enskilda Bank:

<https://sebgroupp.com/sv/vart-erbjudande/privatewealth/finansiella-tjanster/investeringar/investeringsideer/europeiska-bygg--och-materialbolag-infor-en-ny-tillvaxtfas>

Shahi, K., Siry, J., Bettinger, p., Li, Y., & Smith, J. (2023). Estimating timber supply elasticity of private forest landowners in the US South. *Forest Policy and economics*.

Sharma, A. (den 23 April 2024). *OLS is BLUE*. Hämtat från Rpubs:
https://rpubs.com/sharmaar4/linear_regression_assumptions

Statistik om kostnader i det storskaliga skogsbruket. (2024). Hämtat från Skogsstyrelsen:
<https://www.skogsstyrelsen.se/statistik/ekonomi/kostnader-i-det-storskaliga-skogsbruket/#:~:text=Kostnader%20f%C3%B6r%20gallring,-De%20senaste%20%C3%A5ren&text=Under%202024%20kostade%20gallring%2078,f%C3%B6r%20gallring%20som%20f%C3%B6r%20%C3%B6ryngrings>

Statistikdatabas. (u.d.). Hämtat från Luonnonvarakeskus:
<https://statdb.luke.fi/PXWeb/pxweb/sv/LUKE/>

Tio år efter stormen Gudrun. (den 7 Januari 2015). Hämtat från Föreningen & tidningen skogen: <https://www.skogen.se/nyheter/tio-ar-efter-stormen-gudrun>

U.S. Tariff Decisions Challenge the Forest Industry Markets. (den 3 April 2025). Hämtat från Finnish Forest Industries: <https://metsateollisuus.fi/en/uutishuone/u-s-tariff-decisions-challenge-the-forest-industry-markets/>

Ukraina. (den 6 November 2025). Hämtat från Globalis:
<https://globalis.se/konflikter/ukraina>

US Construction Industry Report 2025: Output to Slowdown in 2025 with 1.4% Growth, Following 6.6% in 2024 Due to Weak Investor Confidence - Forecast to 2029. (den 23 Juni 2025). Hämtat från Businesswire:
<https://www.businesswire.com/news/home/20250623803063/en/US-Construction-Industry-Report-2025-Output-to-Slowdown-in-2025-with-1.4-Growth-Following-6.6-in-2024-Due-to-Weak-Investor-Confidence---Forecast-to-2029---ResearchAndMarkets.com>

USA inför 10-procentiga tullar på trävaror. (den 1 Oktober 2025). Hämtat från Skogsindustrierna:
<https://www.skogsindustrierna.se/aktuellt/nyheter/2025/10/usa-infor-10-procentiga-tullar-pa-travaror/>

Vad är inflation? (den 20 1 2026). Hämtat från Sveriges Riksbank:
<https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/inflationsmalet/vad-ar-inflation/>

van Sante, M. (den 19 Januari 2026). *Construction Outlook 2026: Growth returns to the European construction sector*. Hämtat från THINK:
<https://think.ing.com/articles/2026-outlook-growth-returns-to-the-european-construction-sector/>

Viitanen, Jari; Mutanen, Antti; Karvinen, Sari, m.fl. (2025). *Metsäsektorin suhdannekatsaus*. Finlands naturresursinstitut.

Virkespriserna bland stormar och tullar. (den 23 Januari 2026). Hämtat från Sveriges lantbruksuniversitet: <https://www.slu.se/nyheter/2026/01/virkespriserna-bland-stormar-och-tullar/>

Volumes and prices in roundwood trade 2023. (den 22 Februari 2024). Hämtat från Luonnonvarakeskus: <https://www.luke.fi/en/statistics/volumes-and-prices-in-industrial-roundwood-trade/volumes-and-prices-in-roundwood-trade-2023>

Wood imports and the exports value of forest industry decreased in 2022. (den 4 4 2023). Hämtat från Luonnonvarakeskus: <https://www.luke.fi/en/news/wood-imports-and-the-exports-value-of-forest-industry-decreased-in-2022>

Öljemark, J. (den 7 Mars 2025). *Utbud och efterfrågan*. Hämtat från Ekonomifakta: https://www.ekonomifakta.se/sakomraden/nationalekonomisk-teori/mikroekonomi/utbud-och-efterfragan_1211286.html

8 Bilaga

Intervjufrågor till Skogsägarna

1. Hur länge har du varit skogsägare?
2. Hur stor skogsareal äger/förvaltar du?
3. Bor du nära intill din skog eller är du distansägare?
4. Vad är vanligtvis orsaken till att du väljer att avverka din skog?
5. Följer du en skogsbruksplan? hur viktig är den för dina beslut om avverkning?
6. Har dina beslut om avverkning påverkats av skadegörare, myndighetskrav eller certifieringar?
7. Jämför du avkastningen från skogen med andra placeringsalternativ?
8. Har skogsavdrag, räntefördelning eller liknande påverkat tidpunkten för avverkning?
9. Hur viktigt är det för dig att skogen ser "välskött" ut?
10. Hur viktig är den biologiska mångfalden för dig i förhållande till ekonomin?
11. Hur stor roll spelar virkespriset när du gör dina beslut om att avverka din skog?
12. Vad skulle få dig att avverka mer eller mindre i framtiden