

Den ömsesidiga effekten mellan matematikprestation, självuppfattning i och intresse för matematik

En longitudinell kvantitativ studie

Jonatan Finell

Avhandling pro gradu i specialpedagogik
Fakulteten för pedagogik och välfärdsstudier

Åbo Akademi

Vasa, 2020

Abstrakt

Författare Jonatan Finell	Årtal 2020
Arbetets titel Den ömsesidiga effekten mellan matematikprestation, självuppfattning i och intresse för matematik	
Opublicerad avhandling i pedagogik för pedagogie magisterexamen. Vasa: Åbo Akademi. Fakulteten för pedagogik och välfärdsstudier.	Sidantal 50
Ev. projekt inom vilket arbetet gjorts Avhandlingens data kommer från FRAM-projektet	
<p>Referat</p> <p>Den ömsesidiga effektmodellen mellan självuppfattning och prestation i matematik antas vara kulturellt universal och modellen innebär att båda variablerna predicerar varandra. För att framgångsrikt hitta en ömsesidig relation är det viktigt att mäta en domänspecifik självuppfattning som samstämmer med den domänen av prestation som undersöks. Teorin för självuppfattning grundar sig på ett koncept om en multidimensionell hierarki som förgrenar sig och blir mer specifik desto längre ner i hierarkin man tar sig. Ett domänspecifikt intresse har i vissa studier bevisats ha en ömsesidig effekt på matematikprestation. Intresse är en erkänd viktig mental resurs som behövs när man utvecklar inlärningsstrategier. Intresse fungerar dessutom som ett underlag för vår uthållighet vid inläring.</p> <p>Syftet med den här avhandlingen är att undersöka förhållandet mellan självuppfattning i, intresse för och prestation i matematik hos elever i årskurs 7–9. Från syftet har följande forskningsfrågor formulerats:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och matematikprestationer under fyra mättillfällen i årskurs 7–9? 2. Hurdana samband finns det mellan elevers intresse för matematik och matematikprestationer under fyra mättillfällen i årskurs 7–9? 3. Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och intresse för matematik under fyra mättillfällen i årskurs 7–9? <p>Den här avhandlingen är kvantitativ och data kommer från FRAM-projektet som leds av Åbo Akademi. Data (n = 583) är longitudinella och baserar sig på enkätsvar och ett matematiktest som har mätts vid fyra tillfällen under loppet av knappt fyra år. En longitudinell strukturekvationsmodell skapades för att besvara avhandlingens forskningsfrågor. Från avhandlingens resultat kan man avläsa en ömsesidig effekt mellan självuppfattning i matematik och matematikprestation. Självuppfattning i matematik predicerar matematikprestation starkare än vice versa. Intresse för matematik och matematikprestation samt intresse för och självuppfattning i matematik predicerar varandra mer sporadiskt. Sambanden som undersöks i forskningsfråga 2 och 3 har inte en konsekvent ömsesidig effekt. Men intressant nog har intresse en predicerande effekt på självuppfattning i och prestation i matematik från enbart tidpunkt 2–3, vilket också är den längsta tidsperioden mellan mättillfällena. Resultaten innebär att om man förbättrar elevers matematiska prestationer leder det till en förbättring av deras självuppfattning i matematik och eventuellt en liten ökning i intresse för matematik i årskurs 7. Förbättrad självuppfattning i matematik leder till förbättrad matematikprestation under hela årskurs 7–9, och i årskurs 9 även en ökning i intresse för matematik. Förbättrat intresse för matematik i årskurs 7 kan leda till en förbättring i både självuppfattning och prestation i matematik på lång sikt.</p>	
Sökord Självuppfattning i matematik, intresse för matematik, matematikprestation	

Innehållsförteckning

1 Inledning	1
1.1 Problemdiskussion	2
1.2 Centrala begrepp	2
1.3 Avhandlingens disposition	3
2 Generell och akademisk självuppfattning	4
2.1 Definition av självuppfattning.....	4
2.2 Struktur av självuppfattning	5
2.3 Akademisk självuppfattning.....	8
2.3.1 Självuppfattning i matematik.....	9
2.3.2 Faktorer som påverkar akademisk självuppfattning.....	10
2.3.3 REM – En ömsesidig påverkan	11
3 Intresse	13
3.1 Vad är intresse?	13
3.2 Varför behöver man intresse?	14
3.3 Intresse och matematik.....	15
3.4 Intresse och självuppfattning för matematik	16
3.5 Avhandlingens syfte, forskningsfrågor och hypoteser	16
4 Metod och genomförande	19
4.1 Metod och forskningsansats	19
4.2 Projektet FRAM	20
4.3 Datainsamling och mätinstrument.....	20
4.4 Deskriptiv statistik och imputering av data.....	21
4.5 Bearbetning och analys	23
4.6 Explorativ och konfirmerande faktoranalys	24
4.7 Kvalitetskriterier.....	27
4.8 Forskningsetiska aspekter	34
5 Resultat	35
5.1 Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och matematikprestationer i årskurs 7–9?.....	35
5.2 Hurdana samband finns det mellan elevers intresse för matematik och matematikprestationer i årskurs 7–9?.....	36
5.3 Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och intresse för matematik i årskurs 7–9?.....	37

6 Diskussion	38
6.1 Resultatdiskussion.....	38
6.2 Metoddiskussion.....	40
6.3 Slutsats och förslag till fortsatt forskning	43
7 Litteraturförteckning	45

Bilagor

Bilaga 1: Standardiserade regressionskoefficienter i den konfirmerande faktoranalysen

Bilaga 2: Samvariation i den konfirmerande faktoranalysen.

Tabeller

Tabell 1: Jämförelse av data med och utan bortfall.....	23
Tabell 2: Faktorladdningar från explorativ faktoranalys.....	25
Tabell 3: Test-retest för KTLT.....	28
Tabell 4: Validitetsvärden för den konfirmerande faktormodellen.....	30
Tabell 5: Modellpassform för den konfirmerande faktormodellen.....	31
Tabell 6: Modellpassform för SEM.....	32

Figur

Figur 1: Struktur av självuppfattning.....	6
Figur 2: Modell för akademisk självuppfattning.....	9
Figur 3: Konfirmerande faktoranalys.....	27
Figur 4: Slutgiltiga longitudinella strukturekvationsmodellen.....	33
Figur 5: SEM med endast signifikanta regressionslinjerna.....	36

Graf

Graf 1: Medelvärde för KTLT, MaSj och MaIn över fyra tidpunkter.....	35
---	----

1 Inledning

Seaton m.fl. (2014) skriver att sambandet mellan akademisk självuppfattning och akademisk framgång är en viktig fråga för pedagoger. Ska pedagoger sätta fokus på att förbättra elevers skolprestationer eller är det också nödvändigt att stöda elever att utveckla en positiv uppfattning av sina egna färdigheter? Marsh och Martin (2011) skriver att en positiv självuppfattning är ett önskvärt utfall i de flesta disciplinerna inom sociala vetenskaper. Självuppfattning anses dessutom vara en av de äldsta och viktigaste konstruktionerna inom de sociala vetenskaperna och kan dateras ända tillbaka till slutet av 1800-talet (Marsh & Scalas, 2011).

Spielman (2014, s. 386) understryker att självuppfattning utvecklas genom sociala erfarenheter och att man kan se självuppfattningen som vår tilltro till våra färdigheter. Självuppfattning spelar en roll i hur man möter utmaningar och uppnår sina mål. Upadyaya och Eccles (2015) markerar särskilt pedagogernas ansvar att stöda elevernas utveckling av en positiv självuppfattning. Som en del av Upadyayas och Eccles studie (2015) fick lärarna värdera elevernas färdigheter i matematik och läsning. Lärarnas uppfattning av elevernas förmåga i matematik och läsning visade sig ha en positivt predicerande effekt på elevernas självuppfattning. När lärare angav en lägre värdering av elevernas förmåga i matematik och läsning kunde man observera en minskning i elevernas självuppfattning i matematik och självuppfattning i läsning. En högre värdering i ett specifikt ämne från lärarna predicerade en högre ämnesspecifik självuppfattning hos eleverna.

Hulleman och Harackiewicz (2009) skriver att pedagoger idag är måna om att göra undervisningsstoffet relevant för sina elever. När elever lyckas med att koppla ihop undervisningsstoffet med sin vardag ökar både intresse och kursprestationer hos elever som har låga förväntningar på sina egna kursprestationer innan kursen. Däremot hittar forskarna inget samband mellan ökat intresse och kursprestation hos elever som redan har höga förväntningar på sina egna kursprestationer. Ett exempel på hur intresse rent praktiskt kan öka ens inlärning kommer från Harackiewicz m.fl.:s (2002) longitudinella studie. Forskarna demonstrerar i sin studie att självrapporterat intresse hos första årets universitetsstudier kunde predicera val av kurser i större grad än studerandes kursvitsord. Författarna understryker att intresse kan ha en avgörande roll för huruvida högskolestuderande slutför sin examen.

En utmaning för lärare idag är att motivera eleverna. Motivation är en grundförutsättning för optimalt lärande och för att man ska utvecklas i skolan. För att elever ska lyckas bli motiverade krävs det att de har en positiv uppfattning av den egna kapaciteten inom ämnet ifråga. Eleverna

behöver tro att de klarar av uppgifterna som sätts framför dem (Skaalvik & Skaalvik, 2016, s. 7–8, 95).

1.1 Problemdiskussion

Shavelson m.fl.:s (1979) teori om självuppfattningens hierarkiska, domänspecifika konstruktion (se figur 1) är tillsammans med Marsh m.fl.:s (1988) uppdatering av konstruktionen (se figur 2) en utgångspunkt för många forskare som undersöker självuppfattning. Inom skolvärlden pratar man förmodligen mera om självförtroende, både rent allmänt (generell och akademisk självuppfattning) och inom ett givet ämne (domänspecifik självuppfattning).

Både självuppfattning och intresse är faktorer som kan komma att spela en stor roll i elevens skolutveckling (Ferrer & Fugate, 2003). I den här avhandlingen ligger fokuset på variablerna (1) *självuppfattning i matematik*, (2) *intresse för matematik* och (3) *matematikprestation*. Självuppfattning i och intresse för matematik har mätts med frågor från instrumentet Self Description Questionnaire I (SDQ-I), som skapades av Marsh 1988 (Hay m.fl., 1998). Matematikprestation har mätts med det elektroniska testet KTLT som är normerat för finlandssvenska ungdomar.

Syftet med den här avhandlingen är att undersöka förhållandet mellan självuppfattning i, intresse för och prestation i matematik hos elever i årskurs 7–9.

En longitudinell strukturekvationsmodell skapades där självuppfattning och intresse fungerar som latenta variabler och matematikprestationer som direkt observerade variabler. Tidigare studier om ämnet presenteras och jämförs med egna analyser. Data som används i den här avhandlingen tillhör projektet FRAM som bedrivs vid Åbo Akademi. Respondenterna utgörs av ett finlandssvenskt sampel och mätningarna är tagna vid fyra mättillfällen under åren 2016–2019.

1.2 Centrala begrepp

Definitionen av *självuppfattning* kommer från psykologin och sammanslås ofta med samma definition som *självkänsla* (Nationalencyklopedin, u.å; Psykologiguiden, u.å). Självkänsla kan definieras som en människas egen uppfattning om sig själv, såsom fysisk, psykisk och social uppfattning (Psykologiguiden, u.å). Det finns ett flertal definitioner av självuppfattning i litteraturen som behandlas i den här avhandlingen, och de används ofta synonymt med självkänsla (eng. self-esteem) (Marsh & Martin, 2011; Shavelson m.fl., 1979). Global

självuppfattning (som också hänvisas till i litteraturen) kan i kontrast till en multidimensionell modell av självuppfattning ses som en endimensionell modell av självuppfattning där fokuset sätts på den generella självuppfattningen.

Begreppen självkänsla och självuppfattning används tidvis på ett inkonsekvent sätt i litteraturen (Bandura, 1994). I den här magisteravhandlingen behandlas en genomgång av självuppfattning från tidigare litteratur och vid analyserna används enbart självuppfattning i matematik, vilket ses som en domänspecifik akademisk¹ självuppfattning.

1.3 Avhandlingens disposition

Avhandlingen består av sex kapitel: (1) inledning, (2) generell och akademisk självuppfattning, (3) intresse, (4) metod, (5) resultat och (6) diskussion. Det första kapitlet består av en inledning med avsikt att ge läsaren en kort överblick över ämnet och syftet med den här avhandlingen. I det andra kapitlet definieras självuppfattning och dess struktur. Tidigare forskning om sambanden mellan självuppfattning och skolprestation presenteras också. I kapitel tre utreds hur intresse utvecklas och intressets koppling till skolprestation. I kapitel fyra beskrivs den här avhandlingens tillvägagångssätt, sampel och analyser. I det femte kapitlet presenteras avhandlingens resultat. I kapitel sex diskuteras resultaten utgående från tidigare forskning samt metoderna som användes i denna avhandling.

¹I den här avhandlingen är akademisk självuppfattning en direktöversättning av engelskans ”academic self-concept”. I det här fallet syftar akademisk självuppfattning inte till en uppfattning inom en högre utbildning, utan det är en översättning av ett etablerat begrepp från engelskan och syftar till självuppfattning inom skolämnena oberoende utbildningsnivå.

2 Generell och akademisk självuppfattning

I det här kapitlet presenteras definitionen och konstruktionen av generell och akademisk självuppfattning. Självuppfattning i matematik, som är en variabel i den här avhandlingen, presenteras också i detta kapitel. Vidare diskuteras olika teorier om vad som påverkar och påverkas av självuppfattning. En sådan teori är *REM* (reciprocal effects model), som även fungerar som utgångspunkten för den här avhandlingens strukturekvationsmodell. Andra teorier som kan förklara hur självuppfattning påverkas diskuteras också, såsom *big-fish-little-pond effect* (BFLP effekten) och den *inre/yttre referensmodellen* (eng. internal/external frame of reference model).

2.1 Definition av självuppfattning

Enligt Shavelson m.fl. (1979) kan man på ett förenklat sätt definiera självuppfattning som en persons uppfattning av sig själv som formas genom personens erfarenheter. En specifikare definition är att självuppfattning är ens attityder till, känslor om och kunskap om ens förmågor och uppträdande (Byrne, 1984). Ferrer och Fugate (2003) skriver att ett barns självuppfattning är barnets syn på sig själv och självuppfattningen byggs upp från barnets uppfattning om sin egen förmåga och känsla av tillhörighet. Barnets självuppfattning börjar utvecklas redan efter födseln genom anknytningen mellan vårdnadshavaren och barnet. I takt med barnets utveckling utvidgas det sociala nätverket som resulterar i att allt fler människor (utöver vårdnadshavaren) kommer att påverka barnets självuppfattning. En hälsosam självuppfattning för ett barn innebär att barnet tycker om sig själv och tror att hen kan utföra uppgifter på ett adekvat sätt. Ett barn med god självuppfattning kommer generellt sett att klara sig bättre i skolan, ställa upp flera mål, ha goda förutsättningar att nå sin fulla potential och vara mer villigt att lära sig nya saker. Författarnas (Ferrer & Fugate, 2003) syn på utvecklingen av självuppfattning stämmer delvis överens med Shavelson m.fl.:s (1979) som också anser att ett barns självuppfattning utvecklas och påverkas utifrån barnets miljö.

Rogers (1995, s. 155), som utgår från en psykoterapeuts perspektiv, skriver att genom att visa empati kan man få klienten att förändra sättet som hen ser på sig själv. Klienten kommer i sin tur att visa ändringar i sitt beteende vilket kommer att reflekteras i klientens självuppfattning. En människas självuppfattning är alltså i ständig utveckling. Frågan ”när börjar självuppfattning utvecklas?” är inte lätt att besvara. Litteraturen erbjuder inte svaren svart på vitt.

Musholt (2015, s. 142) skriver att när barnet lär sig prata får barnet tillgång till representationer av sig själv och andra i lingvistiskt format. Dessa representationer kommer att formas av barnets närmiljö. Barnets sociala interaktioner (lek, berättelser osv.) förvandlas småningom till inre tal som i sin tur påverkar barnets förmåga att reflektera över sig själv. Reflektionerna kommer att forma utvecklingen av barnets självuppfattning. Shavelson m.fl. (1979) skriver att spädbarn inte verkar kunna urskilja sig själva från sin omgivning, utan det sker först senare. En studie som kan ge en indikation när utvecklingen av självuppfattning äger rum är Amsterdam (1972), som med sitt ”spegelexperiment” (n = 88) visade på att barn yngre än 18 månader (i snitt) inte visade uttryck på igenkännande när de såg sin egen spegelbild. Först vid 18 månaders ålder visade 42 % av samplet uttryck på igenkännande. Spielman (2014, s. 315) skriver (likt Shavelson m.fl., 1979) att spädbarn inte har en förståelse för vem de är och med andra ord kan man säga att spädbarn saknar självuppfattning. Spielman (2014, s. 315) och Amsterdam (1972) förklarar utvecklingen i mera definitiva termer och presenterar fenomenet i konkreta stadier som tar sig uttryck först i en viss ålder. En sådan syn skiljer sig till viss del från Ferrers och Fugates (2003, s. 1) syn på självuppfattning som hävdar att självuppfattning utvecklas redan från födseln. Gällande hur tidigt man kan kartlägga och analysera självuppfattningens effekt på skolprestationer, kan man titta på Wattenbergs och Cliffords (1964) studie. Författarna visade i sin studie att självuppfattning, hos barn i daghem, kunde predicera barnens läsfärdigheter två och ett halvt år senare när de gick i årskurs 2.

Markus och Wurf (1987) benämner självuppfattning som den dynamiska självuppfattningen. Författarna menar att självuppfattningen är ett omfattande system som påverkas av flera faktorer och kan därför beskrivas som dynamisk. I likhet med Rogers (1995) poäng stöder Markus och Wurf (1987) idén om att självuppfattningen inte är konstant utan den påverkas av individens sociala erfarenheter.

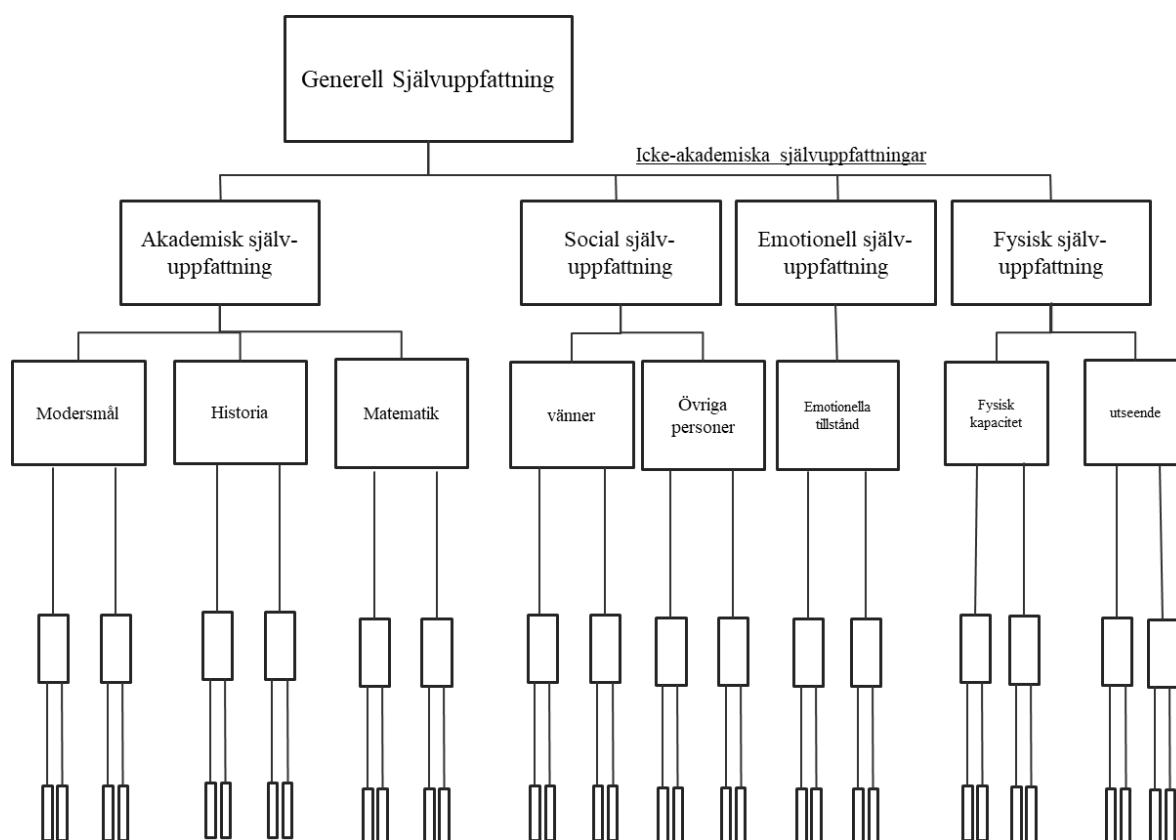
En del aspekter av definitionen av självuppfattning överensstämmer vid jämförelser av litteraturen, såsom att självuppfattning är formbart, påverkas av yttre miljöförhållanden och börjar utvecklas från en tidig ålder. Det är svårt att hitta total samstämmighet gällande när startskottet för utvecklingen av självuppfattning äger rum men det verkar som om senast efter att barn är 18 månader gamla kan man observera en tydligare utveckling av självuppfattning.

2.2 Struktur av självuppfattning

Huang skriver i sin metaanalys (2011) att tidigare forskning utgått från att självuppfattning är ett globalt eller endimensionellt koncept som saknar en multidimensionell aspekt. Valentine

m.fl. (2004) lyfter fram att forskning på samband mellan självuppfattning och akademisk framgång har obstruerats av oenig begreppsanvändning. I senare forskning ser man självuppfattning som ett hierarkiskt globalt koncept där generell självuppfattning rangordnas som den högsta nivån i hierarkin (Huag, 2011). Hierarkin förgrenar sig sedan till ett flertal domänspecifika komponenter.

Under de senaste decennierna har det utförts en omfattande mängd studier kring konceptet självuppfattning och ett flertal modeller för konceptet har utformats, både endimensionella och multidimensionella (Wu, 2012). Den mest inflytelserika modellen av självuppfattning härstammar från Shavelson m.fl.:s (1979) modell av självuppfattning som bygger på en multidimensionell hierarkisk modell (se figur 1) (Wu, 2012; Marsh & Craven, 2006). Det bör dock påpekas att modellen är troligen mer komplex än vad man ursprungligen trodde (Marsh & Shavelson, 1985).



Figur 1. Struktur av självuppfattning. Fri översättning av Shavelson m.fl.:s figur (1976, s. 413).

Modellen som Shavelson m.fl. (1979) skapade är fortfarande aktuell och används ofta som en utgångspunkt när man definierar självuppfattning. Marsh och Craven (1997) betonar att man bör uppfatta att självuppfattning har en multidimensionell domänspecifik egenskap. En person

kan till exempel ha svaga sociala och språkliga självuppfattningar medan samma person har starka självuppfattningar i ämnena matematik och fysik. Bandura (1994) för fram att självuppfattning är domänspecifik men inte uppgiftsspecifik.

Shavelson m.fl. (1979) listar sju egenskaper som sammanfattar konceptet självuppfattning: (1) organiserad, (2) mångfacetterad, (3) hierarkisk, (4) stabil, (5) förmåga till utveckling, (6) utvärderande och (7) differentierbar. Stabilitet är en egenskap som endast gäller generell självuppfattning. Desto lägre ner i hierarkin man tar sig desto mindre stabilt är självuppfattningarna. Gällande könsskillnader i självuppfattning finns det stöd för att pojkar har en stabilare och högre självuppfattning än flickor (Verkuytens, 1995).

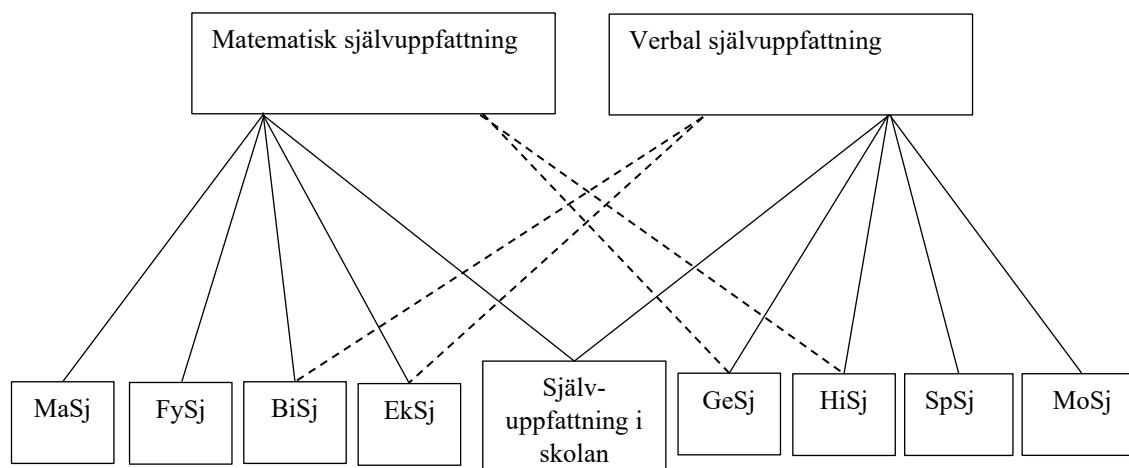
I Scheirers och Krauts (1979) litteraturundersökning behandlade forskarna både publicerade och icke-publicerade artiklar om utvärderingar av interventionsprogram ämnade att höja självuppfattning. Forskarna hittade inga starka belägg för att höjd självuppfattning leder till höjd akademisk prestation. Istället varnade författarna uttryckligen andra forskare och pedagoger att trava varsamt före man påstår att höjd självuppfattning leder till höjda prestationer. Även i en senare övergripande litteraturstudie om självkänsla visar Baumeister m.fl. (2003) på att hög självkänsla inte kan på ett tillförlitligt sätt öka ens senare skolprestation. Resultaten visade att akademisk framgång eventuellt kan öka ens senare självkänsla. Pottebaum m.fl. (1986) skriver att det inte framkom ett kausalt samband mellan självuppfattning och skolprestation när de undersökte högstadielärover (n = 23280).

Både i Baumeister m.fl.:s (2003) och Pottebaum m.fl.:s (1986) studie sätter ingendera av forskarna fokus på domänspecifika självuppfattningar utan de behandlar självkänsla (eng. self-esteem) och självuppfattning i en generell benämning. Som tidigare antytt skrev Shavelson m.fl. (1979) att självuppfattning blir mer volatil när det handlar om en domänspecifik självuppfattning gentemot en generell självuppfattning. Marsh och Shavelson (1985) betonar att man bör mäta domänspecifika (i det här fallet skolämnesspecifika) självuppfattningar när man undersöker samband mellan självuppfattning och skolprestation. I Marshs och Cravens (2006) studie hittade man en ömsesidig positiv påverkan mellan domänspecifik självuppfattning och skolprestation. Författarna kritiserade dessutom Baumeister m.fl.:s (2003) studie för att de hade exkluderat alltför viktiga undersökningar och systematiskt undvikit studier där man mäter domänspecifika självuppfattningar. Det kan vara en orsak till att resultaten i Baumeister m.fl.:s (2003) studie visar ett svagt samband mellan variabelerna.

2.3 Akademisk självuppfattning

Som tidigare nämnt kan självuppfattning bäst uppfattas som multidimensionell (Shavelson m.fl. 1979; Wu, 2012; Marsh & Craven, 2006; Seaton m.fl. 2014). Akademisk självuppfattning är en gren eller ett lägre skikt i hierarkin (se figur 1) och även den kan ses som multidimensionell (Seaton m.fl. 2014). Bong och Skaalvik (2003) skriver att akademisk självuppfattning syftar till en persons självuppfattning av akademiska domäner eller en persons kunskap och perception av sig själv i en prestationssituation. Fang m.fl. (2018) vidhåller att generell självuppfattning är stabilt och självständigt jämfört med olika akademiska självuppfattningar som lättare ändras och låter sig påverkas av andra faktorer. Man bör alltså urskilja variablerna från varandra (generell självuppfattning \neq akademisk självuppfattning). Man kan med säkerhet dra slutsatsen att akademisk självuppfattning har en starkare korrelation med skolprestationer än vad generell självuppfattning har med skolprestationer (Byrne, 1984; Valentine m.fl., 2004).

Marsh m.fl. (1988) presenterar en modell för akademisk självuppfattning som baserar sig främst på Shavelson m.fl.:s (1979) hierarkiska modell för självuppfattning. Den stora skillnaden mellan Shavelson m.fl.:s (1979) och Marsh m.fl.:s (1988) modell, är att i den senare laddar de akademiska ämnena i två högre (hierarkiskt) akademiska faktorer till skillnad från Shavelson m.fl.:s (1979) modell där man endast hittar en högre akademisk faktor (jämför figur 1 med 2). Marsh och Shavelson (1985) skriver att när man ser på akademiska självuppfattningens struktur bör man särskilja på matematisk och verbal självuppfattning, dessa variabler korrelerar inte med varandra. Det är också viktigt att poängtera att generell självuppfattning inte är en ändamålsenlig variabel att använda när man undersöker samband mellan självuppfattning och ämnesspecifika prestationer (då ska man hellre använda en domänspecifik självuppfattning). Marshs och Yeungs (1998) studie stöder idén om att man ska särskilja de två akademiska självuppfattningarna från varandra. I forskarnas studie kan man avläsa från resultaten signifikanta positiva samband mellan matematisk självuppfattning och senare matematiska prestationer, men inte till senare engelska prestationer.



Figur 2. Modell för akademisk självuppfattning. Baserad på Marsh m.fl.:s modell (1988, s. 379). MaSj = självuppfattning i matematik, FySj = självuppfattning i fysik, BiSj = självuppfattning i biologi, EkSj = självuppfattning i ekonomikunskaper, GeSj = självuppfattning i geografi, HiSj = självuppfattning i historia, SpSj = självuppfattning i främmande språk, MoSj = självuppfattning i modersmål.

2.3.1 Självuppfattning i matematik

Självuppfattning i matematik kan ses som en domän i den större multidimensionella hierarkiska strukturmodellen för självuppfattning (Shavelson m.fl., 1979). Allmänt taget så betraktas självuppfattning i matematik som en intressant variabel och används flitigt i både äldre och nyare studier. Det här kan bero på att matematik och läsning anses i allmänhet vara de två viktigare skolämnena. Utöver att mäta korrelationer mellan självuppfattning i matematik och matematikprestationer har man undersökt hur självuppfattning i matematik förhåller sig till andra människorelaterade beteendefaktorer. Till exempel hittade Parker m.fl. (2013) att självuppfattning i matematik fungerade som en signifikant prediktor för val av vidare studier inom naturvetenskap, teknologi och matematik.

Än så länge finns det ingen konsensus över hur självuppfattning förändras över tid. King och McInerney (2014) undersökte hur självuppfattning i matematik och självuppfattning i läsning förändrades över tid hos högstadiel elever ($n = 2618$) i Hong Kong. Över en tre års period ökade självuppfattning i läsning en aning hos eleverna medan självuppfattning i matematik sjönk en aning. Några teorier om vad som påverkar självuppfattning i matematik presenteras i följande kapitel.

När det kommer till eventuella könsskillnader inom självuppfattning i matematik hittar man stöd för att pojkar har högre självuppfattning och inre motivation för matematik än vad flickor

har (Skaalvik & Skaalvik, 2004; Goldman & Penner, 2016). Preckel m.fl. (2008) visade i deras studie att pojkar i årskurs sex hade högre självuppfattning än flickor fastän båda könen hade samma vitsord i matematik. Däremot fick pojkarna högre poäng än flickorna i matematiktesten som utfördes av forskarna.

Goldman och Penner (2016) presenterar ett internationellt perspektiv på självuppfattning i matematik hos åttondeklassare från sammanlagt 49 olika länder. I forskarnas analyser framkommer det att i ett flertal länder varierar klyftan mellan självuppfattning för pojkar och flickor som en funktion av skolprestation, så att det förekommer mindre skillnader i självuppfattning mellan könen hos högpresterande elever. Vidare visar forskarna att könsskillnader för självuppfattning i matematik är mindre i mer egalitära länder. Däremot tenderar flickor och pojkar att ha lägre självuppfattning i matematik och ett lägre intresse för matematiska karriärer om de tillhör egalitära länder (såsom Sverige och Norge) än om de tillhör icke-egalitära länder (såsom Saudi Arabien och Turkiet).

2.3.2 Faktorer som påverkar akademisk självuppfattning

Som tidigare antytt är en domänspecifik självuppfattning mer volatil än generell självuppfattning. Ett par teorier bör presenteras för att få en bättre förståelse över vad som kan påverka en persons självuppfattning i ett specifikt skolämne. Chiu (2012) skriver att två av de större teoretiska modellerna som hjälper att förklara utvecklandet av akademisk självuppfattning är BFLP-effekten (the big–fish–little–pond effect) och den inre/ytte referensmodellen (internal/external frame of reference). Den förstnämnde är grundad av Marsh år 1984 och får fortsättningsvis stöd i aktuella studier (Fang m.fl., 2018). Teorin förklarar varför studerande som går i högprestigeskolor med god akademisk förmåga har lägre akademisk självuppfattning än deras akademiskt jämförbara kamrater som går i typiska skolor. För ens egna självuppfattning är det mer gynnsamt att vara en begåvad elev i en klass med typiskt presterande klasskamrater, än att vara en begåvad elev i en klass med begåvade klasskamrater.

I författarnas (Fang m.fl., 2018) metaanalys framkommer det att BFLP-effekten varierar beroende på elevernas ålder. De starkaste iakttagelserna av BFLP-effekten hittar man bland elever som går i årskurserna 7–9 (jämfört med elever i årskurserna 1–6 eller universitetet). Författarna redovisar också för skillnader av BFLP-effekten beroende på vilken del av självuppfattningshierarkin man behandlar. Elevers akademiska uppfattning (högt upp i självuppfattningshierarkin) är mindre mottaglig för BFLP-effekten än elevers domänspecifika

självuppfattningar (lägre ner i hierarkin), såsom självuppfattningar i matematiska ämnen. Marsh och Craven (1997) diskuterar BFLP-effekten och förklarar att man kan motarbeta effekten genom flera olika strategier, bland annat kan läraren lyfta fram elevens styrkor och medvetandegöra eleven om sitt värde.

En annan teori som kan förklara varför och hur förändringar sker i akademiska självuppfattningar är den inre/ytte referensmodellen. I modellen påverkas både verbal och matematisk självuppfattning baserat på inre och yttre jämförelser. Till de inre jämförelserna hör att en person kan jämföra sin kunskap i till exempel matematik med sin kunskap i verbala förmågor. Enligt modellen kan en elev som har både lägre matematisk och verbal förmåga jämfört med medeltalet av sin omgivning, ändå nå snittnivå av självuppfattning i matematik ifall elevens verbala förmåga är avsevärt sämre än elevens matematikförmåga. Eleven utför alltså inre kunskapsjämförelser. Till de yttre jämförelserna hör att en person jämför sin egen uppfattning av sin egen matematik och verbala förmåga med deras uppfattning av andras förmågor inom respektive område (Marsh, 1986). Marsh och Craven (2006) påpekar att det finns en stark korrelation mellan en persons matematiska och verbala förmåga men det finns en betydligt svagare korrelation mellan en persons självuppfattning i matematik och självuppfattning i verbala förmågor. Författarna (Marsh & Craven, 2006) skriver att människor ofta anser sig själva vara antingen en ”matematikperson” eller en ”verbalperson”.

2.3.3 REM – En ömsesidig påverkan

En betydande del av forskning kring kopplingen mellan variablerna självuppfattning i matematik och matematikprestation stöder en modell som förklarar att variablerna har en ömsesidig effekt på varandra (Marsh & Martin, 2011). Författarna (Marsh & Martin, 2011; Marsh & Scalas, 2011) skriver att Marsh presenterade REM år 1990 (eng. reciprocal effects model, som fritt översatt till svenska blir *den ömsesidiga effektmodellen*) som kunde förklara förhållandet mellan självuppfattning och skolprestation. Enligt modellen har självuppfattning inom en specifik domän en positiv påverkan på en prestation inom samma domän. Likaledes påverkar ens prestationer inom en viss domän ens akademiska självuppfattningar inom samma domän.

I Marshs och Cravens (2006) överblick av litteraturen kring REM konstaterar författarna att REM är en fungerande modell som kan förklara en betydande del av variansen på de mätta variablerna. Författarna presenterar stöd för att det finns en REM mellan barns akademiska självuppfattning och skolprestationer. Variablerna akademisk självuppfattning och

skolprestation hade en ömsesidig påverkan på barnens senare skolprestation och akademisk självuppfattning. Forskarna (Marsh & Craven, 2006) uppmärksammar också läsarna att REM kan tillämpas utanför de akademiska ämnena. En undersökning visade nämligen att man kan förklara upp till 10 % av variansen på elitsimmares resultat med REM (med variablerna: självuppfattning i simning och simfärdighet).

Även nyare undersökningar stöder en REM. Sewasew m.fl. (2018) visade med sin studie där de undersökte tyska femte och sjunde klassare ($n = 2342$) att det fanns en ömsesidig påverkan mellan självuppfattning i matematik och matematikprestation. På en annan not konstaterar forskarna på basis av deras resultat att kön inte är en potentiell moderatorvariabel för REM.

Andra teorier som kan förklara förhållandet mellan självuppfattning i matematik och matematikprestation är *självförbättringsmodellen* (eng. self-enhancement model) och *färdighetsutvecklingsmodellen* (eng. skill-development model). I den förstnämnda modellen är självuppfattning en bestämmande faktor för senare skolprestation, i den andra modellen är skolprestation en bestämmande faktor för senare självuppfattning (Calsyn & Kenny, 1977). Guay m.fl. (2003) undersökte ett potentiellt utvecklingsmönster mellan de två ovannämnda teorierna och REM. Författarna undersökte tre kohorter (årskurs 2, 3 och 4) under tre mättillfällen under loppet av tre år. Resultaten visar att REM var den dominerande förklaringen för alla tre kohorter (de sista mättillfällena för samtliga kohorter stödde en självförbättringsmodell). Resultaten stöder idén om att REM kan generaliserar över flera åldersgrupper i de lägre årskurserna.

3 Intresse

Forskning kring *intresse* är brett och förgrenar sig till flera forskningsområden. Begreppet intresse kan upplevas diffust på grund av att man i vardagsspråket inte använder det på ett tydligt eller konsekvent sätt (Renninger, 2000). Schiefele (1991) skriver att intresse är en viktig mental resurs för en persons inläring då intresse i slutändan kan leda till att personen antar nya inlärningsstrategier. Silvia (2008, s. 57) hänvisar till intresse som den *nyfikna känslan* (eng. curious emotion) eller också som en excentrisk känsla, fastän författaren nog erkänner att det finns teorier som anser att intresse inte är en känsla. En punkt som man nog är eniga om är att intresse har en påverkan på människans uppmärksamhet, målsättning och inläring (Hidi & Renninger, 2006).

3.1 Vad är intresse?

Schiefele (1991, s. 301–302) definierar intresse (ur ett individperspektiv) som ett innehållsspecifikt koncept bestående av inre känslor- och värderingsrelaterade komponenter. Den känslorelaterade komponenten handlar om individens känslor som associeras till ämnet eller objektet, förmodligen känslan av nöje eller engagemang. Värderingskomponenten handlar om hur ämnet eller objektet kan bidra till ens personliga utveckling eller förståelse av fenomen. Ainley m.fl. (2002) skriver att individuellt intresse ger anlag för individen att engagera sig i aktiviteter. Ett sådant beteende är associerat med ett psykologiskt tillstånd av positiv inverkan och uthållighet som sedan kan leda till ökad inläring.

Sansone och Thoman (2005) skriver att människor känner inre motivation när de upplever intresse. Författarna definierar intresse som en fenomenologisk erfarenhet bestående av både kognitiva och affektiva komponenter. För att intresse ska existera ska uppmärksamhet kunna riktas åt rätt håll och personen bör ha en positiv känslöstämning. Vid de rätta omständigheterna kan personen till och med uppleva *flow*². Sansones och Thomans (2005) definition av intresse är både individbundet och situationsbundet, till skillnad från de ovannämnda definitionerna som främst intar en individaspekt för definitionen av intresse. Renninger (2000) skriver att situationsbundet intresse är när en person uppmärksammar och engagerar sig i en aktivitet som

² Flow är ett tillstånd av intensivt engagemang i en aktivitet (Spielman, 2014, s. 532). Flow har både en kognitiv och affektiv komponent och uppstår när uppgiftens krav motsvarar ens färdighetsnivå (Csikszentmihalyi, 1975 hänvisad av Renninger, 2000, s. 376).

svar på en händelse i personens miljö. Det här beteendet är i regel kortvarigt men det finns potential för att situationsbundet intresse utvecklas till individbundet intresse.

Det bör ännu påpekas att Sansone och Thoman (2005) menar att en positiv känslöstämning hör ihop med intresse, men intresse bör urskiljas från en positiv känslöstämning. Den positiva känslöstämningen är enbart en tillhörande komponent som uppstår som följd av intresse. En positiv känslöstämning uppstår till mestadels när intresse upplevs men det kan finnas stunder av negativa känslor under intressanta aktiviteter, såsom frustration.

Hidi och Renninger (2006) presenterar en modell med fyra faser för intresseutveckling. Faserna är: (1) utlöst situationsbundet intresse, (2) upprätthållande av situationsbundet intresse, (3) tilltagande individuellt intresse och (4) välutvecklat individuellt intresse. Faserna ska betraktas som en kumulativ progressiv process som utvecklas i kronologisk ordning.

3.2 Varför behöver man intresse?

Då människor föds är de okunniga varelser, intresse fungerar som ett stöd för att utveckla ens färdigheter som behövs för att vara människa. Intresse är en källa för inre motivation som i sin tur behövs för inlärning (Silvia, 2008). Deci och Ryan (2010) skriver att inre motivation är en typ av motivation som kommer från människors naturliga intresse till aktiviteter som är nyskapande och utmanande. Silvia (2008) skriver att intressets funktion är att motivera en till att utforska och lära sig för sakens skull. Intresse ger oss förutsättningar att skapa en bred kunskapsbank och upplevelser. Inre motivation är givande i sig och i motsats till yttre motivation behöver man inte yttre belöningar för att ägna sin tid till den aktivitet man upplever inre motivation för. Yttre motivation är mer instrumentell och uppstår med förväntan att något bättre ska tillkomma om man utövar en viss aktivitet.

Hidi och Renninger (2006) skriver att man kan urskilja intresse från motivationsvariabler på ett flertal olika sätt. Bland annat är intresse alltid innehållsspecifikt och inte ett anlag som kan tillämpas till alla aktiviteter inom ett tema. Generellt har de studerande som är motiverade till att uppnå framgång, ett intresse för specifika innehåll i specifika områden (exempelvis kan en elev som är motiverad till att uppnå goda vitsord i skolan ändå bara vara intresserad av vissa skolämnen).

Sansone och Thoman (2005) föreslår att intresse kan bli den proximala motivationsfaktorn för uthållighet och engagemang. Speciellt för aktiviteter som äger rum över en längre period. Silvia (2008) instämmer med att intresse leder till att man blir mera uthållig med sina aktiviteter. Hidi

och Renninger (2006) skriver att tidigare forskning har visat att intresse påverkar koncentration, förmåga att sätta upp mål och inlärningsstrategier.

3.3 Intresse och matematik

När studerandena är intresserade ägnar de mera tid åt att studera och uppnår bättre vitsord i skolan (Silvia, 2008). Resultaten från tidigare forskning är dock inte ense om relationen mellan intresse och skolprestation. Gagné och Père (2001) visade med deras studie, där de undersökte enbart flickor ($m = 13,5$ år) att elevernas omdöme av sin egen motivation inte kunde predicera deras skolprestationer. I kontrast till Gagnés och Pères (2001) resultat visade resultaten från Marsh m.fl.:s (2005) studie att elevernas intresse för matematik hade en signifikant positiv korrelation ($r = 0,22$) med deras vitsord i matematik. Det bör dock påpekas att denna korrelation var avsevärt mindre än korrelationen mellan elevernas självuppfattning i matematik och elevernas vitsord i matematik (0,40).

Fisher m.fl. (2012) undersökte förskolebarn ($n = 118$, $m = 4,39$) i USA där det framkom att mätt intresse från tidpunkt 1 till 2 (5 månader emellan) korrelerade starkt med varandra, men de var inte identiska. Barnens matematiska färdigheter visade sig kunna predicera framtida intresse och intresse kunde predicera framtida matematikfärdigheter (REM). Intresse operationaliserades och mättes som njutning (eng. enjoyment), målinriktning (eng. goal-directed), tid som gick åt till lek (eng. time played) och lärarrapporterat intresse (eng. teacher reported interest). Tid som gick åt till lek och lärarrapporterat intresse hade inte en signifikant effekt på framtida matematikfärdigheter.

Köller m.fl. (2001) utförde en longitudinell studie med tre tidpunkter som sträckte sig från årskurs 7–12. Författarna hittade ingen signifikant predicerande effekt mellan intresse och matematikprestation mellan tidpunkt 1 och 2 (från årskurs 7–10). Från tidpunkt 2 till 3 (årskurs 10–12) hade intresse en signifikant predicerande effekt på senare matematikprestation. Sewasew m.fl. (2018) hittade ingen signifikant ömsesidig effekt (REM) mellan matematikprestation och intresse för matematik. Författarnas modell indikerade att en färdighetsutvecklingsmodell dominerade, där matematikprestation hade en starkare och mer konsekvent predicerande effekt på intresse. Intresse hade en jämförelsevis svagare predicerande effekt på matematikprestation mellan två av de tre mätta tillfällena. Cai m.fl. (2018) undersökte om intresse för matematik kunde mediera effekten av självuppfattning i matematik på matematikprestation. Det visade sig att intresse för matematik inte hade någon

association med matematikprestation. Intresse och självuppfattning i matematik hade däremot en relativt stark korrelation med varandra.

Litteraturen erbjuder ingen enhetlig bild av förhållandet mellan intresse för matematik och matematikprestation.

3.4 Intresse och självuppfattning för matematik

Sewasew m.fl. (2018) undersökte tyska ($n = 2342$) elever i årskurs 5 och 6. Författarna hittade en hög korrelation mellan självuppfattning och intresse (mellan $r = 0,58$ och $r = 0,70$). Vidare skriver författarna att tidigare självuppfattning i matematik kunde predicera senare intresse för matematik. Intresse för matematik hade också en predicerande effekt på självuppfattning i matematik (REM) men den var mindre än vice versa.

Man har hittat skillnader i intresse och självuppfattning mellan pojkar och flickor. Till exempel visar Preckel m.fl. (2008) i deras studie att inom både gruppen för begåvade elever och typiska elever har pojkar högre självuppfattning och intresse för matematik. Likaså hittade Brandell och Staberg (2008) könsskillnader i attityder gentemot matematik hos svenska ungdomar. Resultaten visade att matematik ses som ett ämne ämnat mera för pojkar. De äldre ungdomarna ansåg att matematik var lättare och trevligare för pojkar medan matematik var tråkigare och svårare för flickor. Hyde m.fl. (1990) skriver i deras metaanalys att könsskillnader i självförtroende och generella matematiska attityder är större hos äldre elever (högstadiet och andra stadiet) än elever.

3.5 Avhandlingens syfte, forskningsfrågor och hypoteser

Syftet med den här avhandlingen är att undersöka förhållandet mellan självuppfattning i, intresse för och prestation i matematik hos elever i årskurs 7–9. Mer specifikt ska den här avhandlingen klargöra förhållandet mellan finlandssvenska ungdomars självuppfattning i, intresse för och deras egentliga matematikprestationer under fyra olika mättillfällen. Avhandlingens datamodell har sin utgångspunkt i en ömsesidig effektmodell (REM) (Marsh & Cravens 2006). Resultaten ska belysa i vilken grad variablerna kan predicera varandra. Utgående från syftet har tre forskningsfrågor utformats:

1. Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och matematikprestationer under fyra mättillfällen i årskurs 7–9?

2. Hurdana samband finns det mellan elevers intresse för matematik och matematikprestationer under fyra mättillfällen i årskurs 7–9?

3. Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och intresse för matematik under fyra mättillfällen i årskurs 7–9?

Till varje forskningsfråga ställs två forskningshypoteser. Forskningshypoteserna baserar sig på tidigare forskning.

Forskningsfråga 1 - Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och matematikprestationer under fyra mättillfällen i årskurs 7–9?

Även om en del av litteraturen tyder på en eventuell nollhypotes³ för avhandlingens första forskningsfråga (Scheirer & Krauts 1979; Pottebaum m.fl., 1986; Baumeister m.fl., 2003), visade det sig att i de flesta av de ovannämnda studierna hade forskarna i själva verket använt variabeln generell självuppfattning istället för en domänspecifik självuppfattningsvariabel. Den här studien använder en domänspecifik självuppfattningsvariabel och från tidigare forskning hittar man stöd för att det existerar ett positivt samband mellan självuppfattning i matematik och prestation i matematik (bl.a. Sewasew m.fl., 2018; Marsh & Martin, 2011; Marsh & Cravens, 2006).

Forskningshypoteserna utgår från en ömsesidig effektmodell (REM) (Marsh & Cravens, 2006). Forskningshypoteserna för forskningsfråga 1 är: (H1.A) det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan självuppfattning i matematik och senare matematikprestation. Den andra hypotesen är: (H1.B) det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan elevers matematikprestation och senare självuppfattning i matematik.

Forskningsfråga 2 – Hurdana samband finns det mellan elevers intresse för matematik och matematikprestationer under fyra mättillfällen i årskurs 7–9?

Forskningshypoteserna för forskningsfråga 2 är svårare att ställa då tidigare forskning inte erbjuder ett entydigt resultat. Baserat på Gagné och Père (2001) och Sewasew m.fl. (2018) är det rimligt att ställa upp en nollhypotes för den andra forskningsfrågan. Två skillnader mellan den här studien och Gagnés och Pères (2001) studie är att samplet i den här studien inkluderar både pojkar och flickor medan Gagnés och Pères (2001) studie omfattade enbart flickor. Den

³ En nollhypotes innebär att forskaren förväntar sig ingen skillnad eller inget samband mellan variablerna (Olsson & Sörensen, 2011, s. 233).

andra skillnaden är att Gagné och Père (2001) undersökte mera omfattande variabler, nämligen motivation och skolprestation (inklusive matematik). Denna avhandling mäter mera specifika variabler: intresse för matematik och matematikprestation. Skillnader mellan Sewasews (2018) studie och denna avhandling gäller främst medelåldern för samplet (mätinstrumenten skiljer sig också mellan denna avhandling och de ovannämnda studierna).

Marsh m.fl.:s (2005) och Fisher m.fl.:s (2012) studie stöder en forskningshypotes för ett positivt samband mellan intresse för matematik och egentliga matematikprestationer. Den här avhandlingen påminner om den förstnämnda studien gällande medelåldern för samplet. Marsh m.fl.:s (2005) sampel bestod av sjundeklassare i tyska skolor. Fisher m.fl.:s (2012) sampel bestod av förskoleelever. Silvia (2008) betonar intressets vikt för inläring och Sansone och Thoman (2005) skriver att intresse är viktigt för att hållas motiverad under en längre tid.

Baserat på tidigare forskning ställs följande forskningshypoteser för forskningsfråga 2: (H2.A) det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter med en svag effektstorlek som stöder ett samband mellan intresse för matematik och senare matematikprestation. Den andra hypotesen är: (H2.B) det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter med svaga effektstorlekar som stöder ett samband mellan matematikprestation och senare intresse för matematik.

Forskningsfråga 3 – Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och intresse för matematik under fyra mättillfällen i årskurs 7–9?

Sewasew m.fl. (2018) hittade en stark korrelation mellan intresse för matematik och självuppfattning i matematik. Variablerna hade också en predicerande effekt på varandra. Baserat på detta ställs följande forskningshypoteser för forskningsfråga 3: (H3.A) det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan intresse för matematik och senare självuppfattning i matematik. Den andra hypotesen är: (H3.B) det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan självuppfattning i matematik och senare intresse för matematik. Effektstorlekarna för de sista forskningshypoteserna specificerades inte då enbart en studie står som bas för H3.A och H3.B.

4 Metod och genomförande

I det här kapitlet presenteras metoden och analyserna som gjorts för att besvara avhandlingens forskningsfrågor. Data som används i den här avhandlingen är från FRAM-projektet. Mätinstrumenten och deskriptiv statistik presenteras för läsaren. Databearbetning, analyser, och reliabilitets- och validitetsfrågor redogörs för i de senare delkapitlen. Slutligen lyfts forskningsetiska aspekter fram.

4.1 Metod och forskningsansats

För att besvara avhandlingens forskningsfrågor används en kvantitativ forskningsansats. Data som används för den här avhandlingen kommer från ett relativt stort sampel och data har numeriska värden. Data består av enkätfrågor och matematiktest som följaktligen tillåter forskarna att hålla distans och ett objektiva förhållningssätt till respondenterna. Forskningsfrågorna har skapats innan avhandlingens data har analyserats. Hypoteserna baserar sig på tidigare forskning och alla hypoteser är uppställda för att antingen verifieras eller falsifieras. Dessa kriterier överensstämmer med Olssons och Sörensens (2011, s. 18–19, 54) definition av kvantitativ forskning.

Patel och Davidson (2011, s. 13–14) skriver att det som avgör vilken typ av forskning man bedriver beror på hur forskaren formulerar sitt undersökningsproblem. Om forskaren ämnar undersöka människors upplevelser bör man använda sig av verbala metoder bestående av kvalitativa intervjuer följt av tolkande analyser. Söker man efter samband eller skillnader passar kvantitativa metoder som omfattas av statistiska analyser.

Den huvudsakliga analysen som används för att besvara forskningsfrågorna är en *strukturekvationsmodell*. De andra analyserna som har utförts för att slutligen kunna skapa en strukturekvationsmodell är (1) *explorativ faktoranalys*, som ska bekräfta att frågorna som använts i projektet faktiskt bildar variablerna självuppfattning i matematik och intresse för matematik. Efteråt har (2) en *konfirmerande faktoranalys* konstruerats för att testa de latent faktorerna i en och samma modell. Slutligen kunde variablerna från den konfirmerande faktormodellen tillsammans med de direktobserverade variablerna matematikprestationer (under fyra givna tillfällen), bilda en strukturekvationsmodell som besvarar avhandlingens forskningsfrågor.

4.2 Projektet FRAM

Data som används till denna avhandling har sitt ursprung i FRAM-projektet, *Ungdomars välbefinnande och kunskap i framtidens samhälle*. Projektet FRAM bedrivs av specialpedagogiken i Åbo Akademi, och är en omfattande longitudinell studie där respondenterna består av finlandssvenska elever från de äldre årskurserna i grundskolan och andra stadiet. FRAM-projektets övergripande syfte är att undersöka samspelet mellan ungdomars skolprestationer och välbefinnande, samt följa upp hur dessa två variabler kommer att påverka ungdomarnas övergång från grundskolan till andra stadiet.

Den första mätningen omfattade elever i årskurs 7 (n = 583, kohort 1) och årskurs 9 (n = 497, kohort 2) inom fem olika högstadieskolor: två i Österbotten, två i huvudstadsregionen och en i Östra Nyland. Inom FRAM har sammanlagt fyra mätningar ägt rum med två kohorter vid varje tidpunkt för mätningarna. Samma elever har i så stor utsträckning som möjligt följts upp under fyra tidpunkter: hösten 2016, våren 2017, hösten 2018 och våren 2019. Under projektets gång har eleverna avancerat i årskurserna så att de som ursprungligen gick i årskurs sju (kohort 1) vid de två första mättillfällena gick senare i årskurs nio under de två sista mättillfällena. De som vid tidpunkt 1 och 2 gick i årskurs 9 (kohort 2) gick sedan under tidpunkt 3 och 4 i andrastadiet. Forskningstillstånd har erhållits från alla vårdnadshavare före det första mättillfället. Eleverna har haft möjlighet att välja själva om de vill delta i undersökningen. I den här avhandlingen analyseras data från kohort 1 från fyra tidpunkter.

4.3 Datainsamling och mätinstrument

Data som används i den här avhandlingen har samlats in genom elektroniska test under fyra mättillfällen åren 2016–2019. Ett flertal forskningsassistenter har arbetat med att samla in data till projektet.

Matematikprestation

Matematikprestationer har testats med *KTLT*-testet som är ett normerat test för räknefärdigheter för årskursen 7–9. Färdighetsområdena som är centrala för testet är: procent, ekvation, bråk, avrundning, geometri, enhetsbyte, negativa tal, decimaltal, klockan, tillämpade aritmetiska basfärdigheter och stora tal. (Ekstam m.fl., 2019; Lukimat, u.å.). Eleverna fick använda sig av papper och penna som hjälpmedel under testets gång. I *KTLT*-testet fick eleverna besvara ca 20 uppgifter som tillsammans med instruktionerna tog ca 45 minuter att avklara.

Självuppfattning i matematik

De flesta av projektets variabler samlades in med en omfattande enkät (ca 150 frågor) som tog 15–25 minuter att besvara. De latenta variablerna *självuppfattning i matematik* och *intresse för matematik* utvinns från enkätsvaren och består av tre frågor (indikatorer) för varje latent variabel. Vid mätningen av självuppfattning i matematik frågades eleverna ”Hur bra stämmer följande påståenden in på dig?”. Eleverna skulle sedan ta ställning till följande tre påståenden: (1) ”Matematikuppgifter är enkla för mig”, (2) ”Jag lär mig snabbt matematik” och (3) ”Jag är bra på matematik”. Påståenden kunde svaras med en femstegs likertskala med följande svarsalternativ: ”Falskt”, ”Oftast falskt”, ”Ibland sant ibland falskt”, ”Oftast sant” och ”Sant”.

Reliabiliteten för instrumentet beräknades med Cronbach’s alpha (α). Cronbach’s alpha-värden för kohort 1 under alla mätningarna (fyra tidpunkter) tyder på att mätinstrumentet har god reliabilitet (T1⁴ $\alpha = 0,897$; T2 $\alpha = 0,928$; T3 $\alpha = 0,929$; T4 $\alpha = 0,954$). I och med att mätinstrumentet använde lika många svarsalternativ för varje fråga behövde standardiserade värden för Cronbach’s alpha inte mätas. Frågorna är tagna från mätinstrumentet *SDQ-I*, (Self-Description Questionnaire-I) som ursprungligen består av 76 frågor och ämnar mäta självuppfattning i fyra icke-akademiska områden, tre akademiska områden och generell självuppfattning. Testet utvecklades av Marsh år 1988 (Hay m.fl., 1998).

Intresse för matematik

Intresse för matematik mättes på liknande sätt som självuppfattning i matematik, med tre indikatorer. Eleverna fick frågan ”Hur bra stämmer följande påståenden in på dig?” för att sedan ta ställning till följande tre påståenden: (1) ”Jag tycker om matematik”, (2) ”Jag är intresserad av matematik” och (3) ”Jag ser framemot matematiklektionerna”. Eleverna kunde svara på frågorna med samma femstegs likertskala som användes vid frågorna för självuppfattning i matematik. Cronbach’s alpha-värden för mätinstrumentet var mycket god för kohort 1 över alla fyra tidpunkter (T1 $\alpha = 0,924$; T2 $\alpha = 0,926$; T3 $\alpha = 0,929$; T4 $\alpha = 0,941$). Frågorna är tagna från *SDQ-I*.

4.4 Deskriptiv statistik och imputering av data

Data för variablerna intresse för, självuppfattning i och prestation i matematik är normalfördelad då värden för skevhet och toppighet faller innanför -1 till +1 (Huck, 2012, s. 27). Baserat på Hucks (2012, s. 27) kriterier är data i den här avhandlingen normalfördelad (se

⁴ T1 = tidpunkt 1; T2 = tidpunkt 2; T3 = tidpunkt 3; T4 = tidpunkt 4.

tabell 1). Det förekommer en del bortfall i avhandlingens data. Bortfallen i data ökar för varje tidpunkt för samtliga variabler. Det största bortfallet finns för variabeln intresse för matematik under tidpunkt 4 med 24,4 %, det minsta bortfallet finns för självuppfattning i matematik under tidpunkt 1 med 6,3 %. Little's MCAR-test visade att bortfallet inte var helt slumpmässigt $\chi^2 = 2020$, $DF = 1670$, $p < 0,001$.

För att motarbeta bortfallsbias i senare analyser har nya värden imputerats i data (Barnard & Meng, 1999). Överlag påverkas så gott som alla statistiska analyser av bortfall. De vanligaste metoderna att hantera bortfall är genom *listwise* och *pairwise deletion*. Om man däremot har en större mängd bortfall lönar det sig att använda andra metoder. Ovannämnda metoder är slösaktiga då listwise deletion eliminerar alla observationer tillhörande den respondent som saknar ett värde för en av de specificerade variablerna. Pairwise deletion fungerar så att bara de saknade värden kommer att utelämnas från analysen, andra kompletta värden kommer fortfarande att analyseras. Listwise och pairwise deletion kan alltså orsaka att en hel del av data inte analyseras. Ett annat problem med dessa metoder att hantera bortfall är att de kräver att bortfallet i data är helt slumpmässigt (Enders, 2010, s. 39–41).

När man hanterar bortfall kan man istället för att eliminera flera värden sätta till, eller imputera, nya värden som ersätter de saknade värdena. Det finns flera imputeringsstrategier och en av dem är *regressionsimputering*⁵. Strategin har fått en del kritik för att de nya värdena kan riskeras att lida av bias (Enders, 2010, s. 46). Samtidigt så skriver Schumacker och Lomax (2015, s. 19) att regressionsimputering lämpar sig för data med en moderat mängd bortfall. Data i den här avhandlingen har en moderat mängd bortfall och därför används regressionsimputering för att imputera nya värden för bortfallet.

Före de nya värdena imputerades till datafilen utfördes en gallring av bristfälliga observationer. Villkoren för gallringen var att om en observation saknade värden för en variabel över alla fyra mätillfällena raderades observationen. Sammanlagt raderades 18 observationer. Gallringen omfattade främst pojkar (pojkar $n = 17$, flickor $n = 1$). Efter gallringen var antalet respondenter 565 (pojkar $n = 276$; flickor $n = 289$). Villkoren grundar sig på att regressionsimputering använder de redan existerande värdena för att skapa nya värden. Om det inte finns värden att utgå från riskeras de imputerade värdena att vara opålitliga. Efter att de nya värdena hade

⁵ På engelska: regression imputation. Metoden innebär att ersätta ett saknat värde med ett nytt värde baserat på andra existerande värden (Schumacker & Lomax, 2015, s. 20).

imputerats skapades medeltalsvariabler för självuppfattning i matematik och intresse för matematik för att lättare kunna presentera deskriptiv statistik över avhandlingens data (se tabell 1).

Tabell 1. Jämförelse av data med och utan bortfall.

	Med bortfall						Utan bortfall (N = 565)			
	Giltig (N)	Bortfall %	M	SD	Skevhet	Toppighet	M	SD	Skevhet	Toppighet
MaSj1	546	6,3	3,68	0,87	-0,54	0,12	3,69	0,86	-0,53	0,13
MaSj2	529	9,3	3,46	1,01	-0,41	-0,29	3,45	1,00	-0,40	-0,30
MaSj3	451	22,6	3,38	1,01	-0,29	-0,43	3,35	1,00	-0,25	-0,46
MaSj4	442	24,2	3,45	1,05	-0,39	-0,39	3,39	1,02	-0,29	-0,45
MaIn1	545	6,5	2,8	1,18	0,19	-0,97	2,80	1,16	0,19	-0,94
MaIn2	529	9,3	2,71	1,16	0,21	-0,89	2,70	1,15	0,20	-0,90
MaIn3	450	22,8	2,75	1,17	0,14	-0,91	2,74	1,13	0,16	-0,89
MaIn4	441	24,4	2,89	1,2	0,08	-0,99	2,83	1,14	0,16	-0,87
KTLT1	541	7,2	99,81	13,04	-0,53	0,47	99,87	12,89	-0,54	0,51
KTLT2	506	13,2	102	16,32	-0,68	0,59	101,49	16,14	-0,62	0,44
KTLT3	461	20,9	108,8	16,38	-0,44	0,48	108,06	16,10	-0,41	0,38
KTLT4	459	21,3	109,6	16,55	-0,57	0,4	109,06	15,86	-0,52	0,44

Siffran efter akronymen anger tidpunkten för variabeln. MaSj1 betyder således: självuppfattning i matematik under tidpunkt 4. KTLT är namnet på matematiktestet. M = medeltal, SD = standardavvikelse, MaIn = intresse för matematik.

4.5 Bearbetning och analys

Både Marsh och Martin (2011) och Marsh och Scalas (2011) skriver att många studier (som syftar till studier med temana självuppfattning och skolprestation) som söker orsakssamband baserar sig på longitudinella data. Författarna skriver dessutom att man bör mäta akademisk självuppfattning och skolprestationer vid minst två tidpunkter och helst vid tre eller flera tidpunkter. Författarna skriver att studier som deras och Marshs och Cravens (1997) erbjuder en överblick av hur en ideell REM studie ska designas. Studien ska (1) mäta både akademisk självuppfattning och skolprestation vid minst två tidpunkter och helst flera. Forskarna ska (2) skapa latent konstruktioner på basen av multipla indikatorer och (3) använda ett tillräckligt stort och mångfaldigt sampel för att berättiga användningen av en konfirmerande faktoranalys. Ett stort sampel berättigar också generaliserbarheten av resultaten. Slutligen ska man (4) pröva sitt data i ett flertal konfirmerande faktormodeller som testar mätfel.

För att besvara avhandlingens forskningsfrågor användes variablerna: självuppfattning i matematik, intresse för matematik och matematikprestation. Alla variabler har mätts vid fyra

tillfällen. De latent variablerna skapades på basen av frågorna som ställts åt respondenterna med syftet att mäta självuppfattning i matematik och intresse för matematik. Samplet till avhandlingen är relativt stort och idén med urvalet är att få data från de fem största högstadieskolorna i Svenskfinland för att kunna generalisera resultaten för populationen finlandssvenska ungdomar. Cronbach's alpha, deskriptiva data, Little's MCAR och explorativ faktoranalys analyserades i IBM SPSS Statistics 25. IBM SPSS AMOS 23 användes för att utföra regressionsimputering och för att skapa en konfirmerande faktormodell och en strukturekvationsmodell.

4.6 Explorativ och konfirmerande faktoranalys

Explorativ faktoranalys

För att bekräfta att de manifesta variablerna intresse för matematik och självuppfattning i matematik har operationaliserats korrekt (till tre frågor per latent variabel) och faktiskt motsvarar indikatorerna för självuppfattning i matematik och intresse för matematik, testades indikatorerna med en explorativ faktoranalys. Avsikten med en explorativ faktoranalys är att avgöra antalet och arten av latent variabler (eller faktorer) som förklarar variationen och samvariationen (eng. covariation) bland en uppsättning observerade indikatorer (Brown, 2015, s. 10).

Det finns två stora rotationsstrategier vid explorativ faktoranalys: *orthogonal* och *oblique*. Vid orthogonal-rotationen är faktorerna tvungna att inte korrelera med varandra. Oblique-rotationen är däremot mer tolerant för att faktorerna kan korrelera med varandra. Utöver dess egenskap att vara tolerant för korrelationer, är oblique-strategin mer lämpad när explorativ faktoranalys används som en föranalys för en konfirmerande faktoranalys (Brown, 2015, s. 27–28). I och med att intresse för matematik och självuppfattning i matematik korrelerar med varandra och syftet med en explorativ faktoranalys är att kontrollera att indikatorerna bildar latent faktorer för en senare konfirmerande faktoranalys, valdes *Promax* som rotationsstrategi (en typ av oblique-rotation). Explorativ faktoranalys utfördes med alla sex indikatorer som ska bilda variablerna intresse för matematik och självuppfattning i matematik för alla fyra mätillfällen. Metoden som användes för extraheringen av faktorerna var *Maximum Likelihood*, som också är en av de vanligaste beräkningsmetoderna. Metoden lämpar sig för data som är normalfördelad (Brown, 2006, s. 21). De första analyserna producerade endast en faktor för alla sex indikatorer baserat på eigenvalue 1. Inställningarna ändrades i SPSS så att SPSS tvingades producera två faktorer i de senare analyserna.

Kaiser-Meyer-Olkin testet (KMO) berättar om det finns ett tillräckligt antal indikatorer som kan prediceras av varje faktor. KMO-värdet bör vara större än 0,7. Om *Bartlett's test of sphericity* är signifikant ($p < 0,05$) är de manifesta variablerna (indikatorerna) tillräckligt korrelerade för att fungera som ett underlag för en faktoranalys (Leech m.fl., 2005, s. 82). *Chi-square*-värdet (χ^2) noll anger att modellen har perfekt passform och om χ^2 är icke-signifikant ($p > 0,05$) är modellen reliabel gällande modellens samvariation (Kline, 2011, s. 199–200). KMO, Bartlett's test of sphericity och χ^2 -test var acceptabla för samtliga explorativa faktoranalyser i den här avhandlingen (se tabell 2). Analyserna kunde framskrida till nästa fas där en konfirmerande faktoranalys konstruerades.

Tabell 2. Faktorladdningar från explorativ faktoranalys.

Tidpunkt 1	Faktor		Tidpunkt 2	Faktor	
	MaIn	MaSj		MaSj	MaIn
maself1	-0,034	0,851	maself1	0,884	0,006
maself2	0,009	0,902	maself2	0,966	-0,033
maself3	0,081	0,818	maself3	0,806	0,134
maint1	0,889	0,069	maint1	0,048	0,906
maint2	0,921	0,014	maint2	0,073	0,880
maint3	0,847	-0,035	maint3	-0,033	0,871
KMO = 0,852			KMO = 0,868		
Bartlett's test of sphericity = 0,000			Bartlett's Test of Sphericity = 0,000		
$\chi^2 = ,589$, df = 4, $p = 0,964$			$\chi^2 = 1,862$, df = 4, $p = 0,761$		
Tidpunkt 3	Faktor		Tidpunkt 4	Faktor	
	MaSj	MaIn		MaSj	MaIn
maself1	0,906	0,011	maself1	0,890	0,054
maself2	0,932	0,007	maself2	0,901	0,056
maself3	0,835	0,106	maself3	0,876	0,103
maint1	0,084	0,888	maint1	0,149	0,839
maint2	0,087	0,878	maint2	0,081	0,899
maint3	-0,036	0,877	maint3	0,012	0,851
KMO = 0,876			KMO = 0,892		
Bartlett's Test of Sphericity = 0,000			Bartlett's Test of Sphericity = 0,000		
$\chi^2 = 7,235$, df = 4, $p = 0,124$			$\chi^2 = 4,783$, df = 4, $p = 0,310$		

maself = indikator för självuppfattning i matematik, main = indikator för intresse för matematik. De latent faktorerna (variablerna) är MaSj och MaIn. MaSj = självuppfattning i matematik, MaIn = intresse för matematik.

Konfirmerande faktoranalys

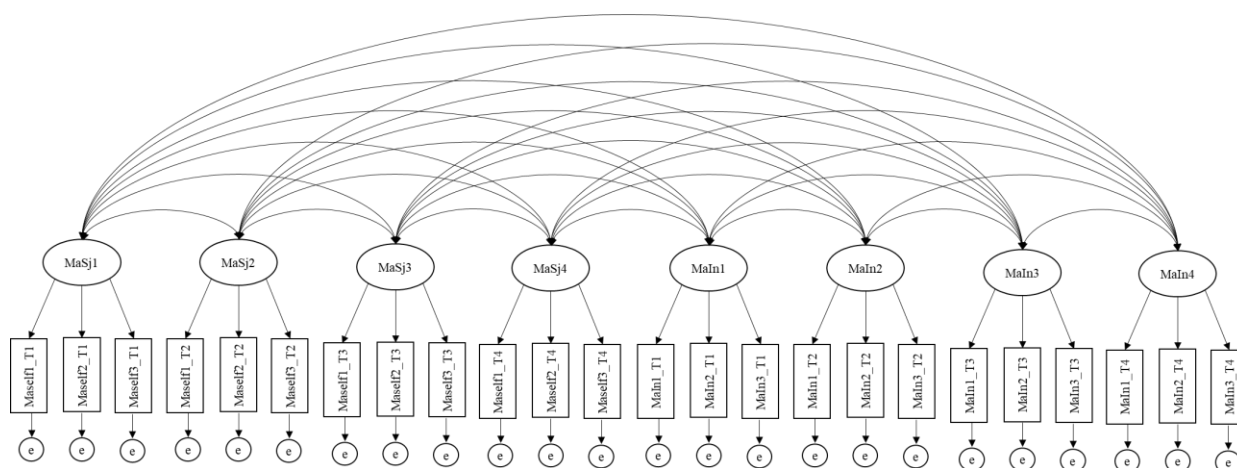
I en explorativ faktoranalys vill man undersöka hur många faktorer som existerar medan man i en konfirmerande faktoranalys specificerar antalet faktorer på förhand (Schumacker & Lomax, 2015, s. 88). Konfirmerande faktoranalys är starkt driven av tidigare forskning (Brown, 2015, s. 42), variabelerna som används till den här avhandlingens konfirmerande faktoranalys är insamlade med erkända mätinstrument (SDQ-I av Marsh från 1988). I och med att antalet faktorer har undersökts med en explorativ faktoranalys och att variabelerna baserar sig på tidigare forskning och erkända mätinstrument finns det god grund för hur faktorerna ska specificeras i den konfirmerande faktoranalysen. Brown (2006, s. 21) skriver att likt i en explorativ faktoranalys så är den vanligaste beräkningsmetoden i en konfirmerande faktoranalys maximum likelihood, vilket också användes som beräkningsmetod i den här avhandlingens konfirmerande faktoranalys. Självpuppfattning i matematik och intresse för matematik användes som latent variabler. Regressionspilar drogs från de latent variablerna till indikatorerna (se figur 3) och de latent variablerna fick alla samvariera med varandra. *Residualer*⁶ skapades för varje indikator och regressionslinjer drogs från residualerna till indikatorerna. Alla latent variabler hade en signifikant ($p < 0,001$), moderat till stark samvariation sinsemellan. Den svagaste samvariationen hittades mellan självuppfattning i matematik under tidpunkt 1 och intresse för matematik under tidpunkt 3 ($r = 0,5$). Standardiserade regressionskoefficienter från latent variablerna till indikatorerna var alla starka (se bilaga 1).

Brown (2015, s. 96) skriver att efter att forskaren har berättigat sin modell ska godtagbarheten av ens konfirmerande faktoranalys utvärderas på basen av tre punkter: (1) övergripande modellpassform, (2) närvaron eller frånvaron av specifika index som anger hur svag forskarens modellpassform är och (3) tolkningsbarheten, storlek och statistisk signifikans av modellens parametrar. Ett av de vanliga felen när man utför en konfirmerande faktoranalys är att man enbart utvärderar modellen för övergripande modellpassform. Punkterna (1) och (2) svaras på i kapitel 4.7. Storlek och statistisk signifikans (3) kan avläsas från bilaga 1 och 2.

Efter att avhandlingens konfirmerande faktoranalys konstruerades utvärderades den så att den sedan kunde fungera som bas för en strukturekvationsmodell. I avhandlingens strukturekvationsmodell används samma variabler som i den konfirmerande faktoranalysen och utöver det även matematikprestation som operationaliserats med ett matematiktest och

⁶ Residualer motsvarar den variansen som den latent variabeln inte kan förklara.

manifesteras i strukturekvationsmodellen som direktobserverade variabler (KTLT). Strukturekvationsmodellen är uppbyggd så de oberoende variablerna samvarierar med varandra under tidpunkt 1. Regressionslinjer är dragna från alla föregående variabler till alla senare variabler i kronologisk ordning från tidpunkt 1–4 (se figur 4).



Figur 3. Konfirmerande faktoranalys. Variablerna självuppfattning i matematik (MaSj) och intresse för matematik (MaIn) över fyra tidpunkter. Ovala cirklarna representerar latenta variablerna, rektanglarna motsvarar indikatorerna, cirklarna representerar residualerna.

4.7 Kvalitetskriterier

För att resultaten i en undersökning ska kunna generaliseras bör analyserna ha hög validitet och reliabilitet (Olsson & Sörensen, 2011, s. 257). Utöver validitets- och reliabilitetsaspekten finns det även forskningsetiska aspekter som forskaren bör redogöra för (Patel & Davidson, 2011, s. 62).

Reliabilitet

Reliabilitet berättar hur tillförlitligt ett mätinstrument är. Det finns ett flertal sätt att mäta tillförlitligheten på (Patel & Davidsson, 2011, s. 102–103). Ett av dem är Cronbach's alpha som mäter hur varje fråga i ett mätinstrument kopplas till de andra frågorna inom samma instrument. Cronbach's alpha ger ett värde mellan 0–1 (Tavakol & Dennick, 2011). Ett Cronbach's alpha-värde som är över 0,90 anses vara mycket reliabelt medan värdena 0,70–0,89 tyder på en acceptabel reliabilitet. Ett värde under 0,70 pekar på att reliabiliteten är för låg (Olsson & Sörensen, 2011, s. 123–124). Det lägsta Cronbach's alpha-värdet för den här avhandlingen producerades från fråga 1 i variabeln självuppfattning i matematik under tidpunkt 1 med värdet ($\alpha = 0,897$). Resterande frågor fick ett Cronbach's alpha-värde över 0,90. Cortina

(1993) skriver att Cronbach's alpha påverkas av antalet objekt som mäts. Ett stort antal objekt som mäts producerar mer sannolikt ett högre Cronbach's alpha-värde fastän objekten inte har en högre interkorrelation än analyser med färre objekt. Varje Cronbach's alpha-värde i den här avhandlingen baserar sig på tre indikatorer. Reliabiliteten för den konfirmerande faktormodellen är acceptabel och (i form av CR-värdet) presenteras i tabell 4.

Reliabiliteten för KTLT-testet kunde inte beräknas med Cronbach's alpha i och med att KTLT-testet endast producerar ett värde baserat på alla svar som respondenten har angivit vid en mätning. Ett annat sätt att mäta reliabiliteten är genom *test-retest*-metoden. Metoden går ut på att mätningar med samma instrument görs vid olika tillfällen, därefter jämför man hur väl mätningarna överensstämmer med varandra (Olsson & Sörensen, 2011, s. 123). Test-retest-metoden estimeras vanligtvis med Pearson's r (Huck, 2012, s. 69–70). Korrelationerna var signifikant och acceptabla fastän de var aningen låga (se tabell 3). KTLT-testet har också normerande värden för elever i samma åldersgrupp som mättes i den här avhandlingen. Normerande värden för årskurs 8 visar att standardavvikelsen är 15 och medelvärdet är 100 poäng. I snitt för alla fyra mättillfällen faller standardavvikelsen på 15,25 och medelvärdet på 104,26, vilket överensstämmer relativt bra med de normerande värdena (standardavvikelsen kastar med 1,6 % från normerande värden. Medelvärdet kastar med 4,26 %). Hög reliabilitet ska också ses som en förutsättning för att uppnå hög validitet (Patel & Davidson, 2011, s. 102).

Tabell 3. Test-retest för KTLT.

	KTLT1	KTLT2	KTLT3	KTLT4
KTLT1	1			
KTLT2	0,654**	1		
KTLT3	0,671**	0,737**	1	
KTLT4	0,640**	0,690**	0,842**	1

** $p < 0,01$. Pearson's r korrelationsanalys

Validitet

Det finns ett flertal olika validitetsperspektiv, men i stort berättar validitet hur väl man har mätt det som avses att mätas. Innehållsvaliditet kan man säkerställa genom logisk analys där man kopplar undersökningens frågor till teori (Patel & Davidson, 2011, s. 102–103). Självuppfattning i matematik och intresse för matematik har utvunnits genom att ställa frågor med SDQ-I som är ett erkänt instrument och som har använts under många år i andra studier. Matematikprestationer har mätts med KTLT-test som är utarbetad av experter (psykologer och

speciallärare) med syfte att kunna bedöma elevers grundläggande räknefärdigheter (Lukimat, u.å.). Andra validitetsaspekter som behandlas nedan är *skiljande validitet* (eng. discriminant validity) och *sammanlöpande validitet* (eng. convergent validity).

Modellpassform för den konfirmerande faktormodellen

Före modellens validitet utvärderas bör man först beräkna reliabiliteten för den konfirmerande faktormodellen. Ett reliabilitetsmått är CR-värdet (eng. construct composite reliability). CR-värdet bör vara över 0,7. (Hair m.fl., 2019, s. 659, 663). CR-värdet för alla faktorer i avhandlingens konfirmerande faktormodell är lika med eller större än 0,9.

Tidigare behandlades innehållsvaliditeten för avhandlingens mätinstrument. I det här stycket behandlas validiteten för avhandlingens konfirmerande faktormodell. Ett av kriterierna för skiljande validitet, som avgör om en faktor faktiskt skiljer sig från de andra, är om roten av faktorns *AVE* (medeltalet av delad varians, eng. average variance extracted) är större än faktorns korrelationer med de andra faktorerna (Hair m.fl., 2019, s. 659, 677). I tabell 4 kan man avläsa att roten av *AVE* är större än faktorns korrelationer med de andra faktorerna. Om *AVE* inte är större än korrelationerna med de andra faktorerna är det svårt att med säkerhet avgöra om faktorerna skiljer sig från varandra. Ett annat mått för skiljande validitet är om *MSV* (maximum delad varians, eng. maximum shared variance) är mindre än *AVE* (Alumran m.fl., 2014). I tabell 4 kan man avläsa att *MSV* är mindre än *AVE* för samtliga faktorer vilket tyder på att faktorerna skiljer sig från varandra. *MSV* är ett mått för hur mycket varians en faktor delar med en annan faktor. Så länge *MSV* är mindre än *AVE* för en faktor kan man dra slutsatsen om att variansen i faktorn i fråga kan förklaras i större grad av faktorns egna indikatorer än indikatorerna för en annan faktor. Ett annat mått som har rekommenderats för att mäta skiljande validitet är *HTMT-testet* (heterotrait-monotrait ratio of correlations) (Henseler m.fl., 2015). Amos kan dock inte producera värden för *HTMT* och därför redogörs *HTMT-testet* inte i den här avhandlingen.

Sammanlöpande validitet får man när faktorladdningarna är höga (Huck, 2012, s. 499). Hair m.fl. (2019, s. 663) föreslår att *AVE* bör vara större än 0,5 för att man ska kunna uppnå sammanlöpande validitet. Dessutom ska faktorladdningarna vara åtminstone större än 0,5 och helst större än 0,7. Alla faktorer i den avhandlingens konfirmerande faktormodell har ett *AVE*-värde större än 0,5, och alla faktorladdningar är större än 0,82 (se bilaga 1).

Tabell 4. Validitetsvärden för den konfirmerande faktormodellen.

	CR	AVE	MSV	MaSj 1	MaSj 2	MaSj 3	MaSj 4	MaIn 1	MaIn 2	MaIn 3	MaIn 4
MaSj1	0,90	0,76	0,72	0,869							
MaSjf2	0,94	0,83	0,72	0,849*	0,91						
MaSj3	0,94	0,85	0,84	0,724*	0,803*	0,921					
MaSj4	0,96	0,89	0,84	0,660*	0,747*	0,918*	0,946				
MaIn1	0,93	0,81	0,66	0,686*	0,623*	0,599*	0,544*	0,898			
MaIn2	0,93	0,82	0,66	0,597*	0,739*	0,674*	0,631*	0,813*	0,906		
MaIn3	0,94	0,84	0,72	0,504*	0,595*	0,783*	0,708*	0,666*	0,755*	0,915	
MaIn4	0,95	0,86	0,72	0,518*	0,618*	0,783*	0,849*	0,592*	0,691*	0,846*	0,928

* $p < 0,001$. Fetstilade värden i tabellen är roten av AVE för alla åtta faktorer. CR = construct composite reliability; AVE = *average variance extracted*; MSV = *maximum shared variance*. Verkyget är en plugin för Amos, skapad av Gaskin och Lim (2016).

Avhandlingens konfirmerande faktormodell visade sig ha god validitet och reliabilitet. Det finns dock andra aspekter än validitet och reliabilitet som bör utvärderas för att avgöra om frågorna beskriver de latent variablerna på ett adekvat sätt. Det finns tre stora kategorier av modellpassformsindex (eng. model fit indices): (1) inkrementella/komparativa, (2) absolut fit-index och (3) sparsam modellanpassning (eng. fit adjusting for model parsimony). De flesta statistikprogrammen erbjuder indexvärden från respektive kategori. Det rekommenderas att forskare rapporterar åtminstone ett värde från varje kategori i och med att varje kategori erbjuder unik information om modellpassformen (Brown, 2006, s. 82). (1) Två inkrementella/komparativa index som används för att mäta proportionell förbättring i modellpassformen är CFI (Comparative Fit Index) och TLI (Tucker Lewis Index). Båda indexen ger standardiserade värden från 0–1, där ett värdet över 0,9 är acceptabelt men på senare tid strävar man efter ett värde som är över 0,95 (Byrne, 2013, s. 70; Hu & Bentler, 1999).

(2) Absoluta fit-index är funktioner av avvikelser som berör sampelstorlek och grader av frihet i modellen (DF, eng. Degrees of Freedom). Exempel på absoluta fit-index är GFI (Goodness of Fit Index), χ^2 (Chi-square) och SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) (McDonald & Ho, 2002). Hooper m.fl. (2008) hänvisar till andra studier när de skriver att GFI bör ha ett värde på 0,95 eller mera. Om samplet är litet kan värdet 0,90 och större vara ett gott mått om samplet är stort. SRMR kan ses som en medelavvikelse mellan de observerade korrelationerna i en matris och korrelationerna som prediceras av modellen. Värden för SRMR faller inom 0–1 där 0 tyder på perfekt modellpassform. Ett SRMR-värdet som är mindre 0,08 anger en bra modellpassform (Hu & Bentler, 1999; Brown, 2006, s. 82–83). χ^2 (i tabell 5 finns χ^2 -värdet under "CMIN") och χ^2 -testet där man dividerar χ^2 men frihetsgraderna är delvist

problematiskt. Man kan se χ^2 som ett test för hur dålig modellpassformen är och därför pekar en signifikans på att modellen är signifikant dålig⁷. Utan tydliga riktlinjer (allmänt känt ”bra” mått är $\text{CMIN/DF} < 3,0$) har tidigare forskare använt sig av att dela χ^2 med DF (i tabell 5 kan testet avläsas under kolumnen ”CMIN/DF”), men det här bör man undvika på grund av att tydliga riktlinjer saknas (Kline, 2011, s. 193, 199). Fayers och Aaronson (2012) argumenterar också för att χ^2 är ett bristfälligt mått som inte ska beaktas när man utvärderar sin modellpassform.

(3) RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) är ett exempel på den tredje kategorin av modellpassformsindex: sparsam modellanpassning. Indexvärdet 0 för RMSEA indikerar en perfekt modellpassform. Ett icke-signifikant PClose-värde ($< 0,05$) anger att RMSEA har en acceptabel passform (Brown, 2006, s. 83–84). RMSEA bör ha ett värde som är mindre än 0,06 (det kan vara relativt) och PClose bör vara icke-signifikant för att modellen ska ha en bra passform (Hu & Bentler, 1999).

Tabell 5. Modellpassform för den konfirmerande faktormodellen.

CMIN	DF	CMIN/DF	CFI	SRMR	RMSEA	PClose	GFI	TLI
573,849	224	2,562*	0,979	0,024	0,053	0,203	0,919	0,975

* $p < 0,001$. CMIN = χ^2 , DF = frihetsgrader (eng. degrees of freedom).

Konfirmerande faktormodellen i den här avhandlingen har en acceptabel modellpassform och man kan därför ha förtroende för resultaten (bilaga 1 och 2 för standardiserade regressioner och samvariation). Variablerna från den konfirmerande faktormodellen kan därför användas för vidare analyser i en strukturekvationsmodell.

Modellpassform för strukturekvationsmodellen

Det finns två typer av strukturella modeller, rekursiva och icke-rekursiva modeller. Rekursiva modeller har två grundfunktioner. Den första grundfunktionen är att deras unika variationer inte korreleras med varandra. Den andra är att alla kausala effekter är enkelriktade. Icke-rekursiva modeller har feedbackloopar eller korrelerade residualer (Kline, 2011, s. 106). Strukturekvationsmodellen i den här avhandlingen är en icke-rekursivmodell.

⁷ Chi-Square testar nollhypotesen om att det inte finns någon skillnad mellan den konstruerade modellen och den observerade modellen. Ett signifikant p-värde ($p < 0,05$) tyder på att det finns en statistisk skillnad mellan forskarens modell och den observerade modellen och därför har man inte perfekt passform.

När strukturekvationsmodellen konstruerades första gången pekade flera index på en svag modellpassform ($\chi^2 < 0,01$, $PClose < 0,01$, $GFI < 0,9$, $RMSEA > 0,06$) medan andra var acceptabla ($CFI > 0,9$, $SRMR < 0,08$, $TLI > 0,9$). Angående modellens svaga GFI-värde finns det stöd för att utesluta GFI som ett modellpassform-index (Sharma m.fl., 2005) och överlag kan gränsvärden för index skilja sig beroende på vilka källor man hänvisar till. Browne och Cudeck (1993) (hänvisad av Brown, 2006, s. 87; Sharma m.fl., 2005) föreslår att ett RMSEA-värde som är mindre än 0,08 kan fungera som gränsvärde för att ange en acceptabel modellpassform, vilket skulle tyda på att RMSEA i avhandlingens strukturekvationsmodellen är acceptabel.

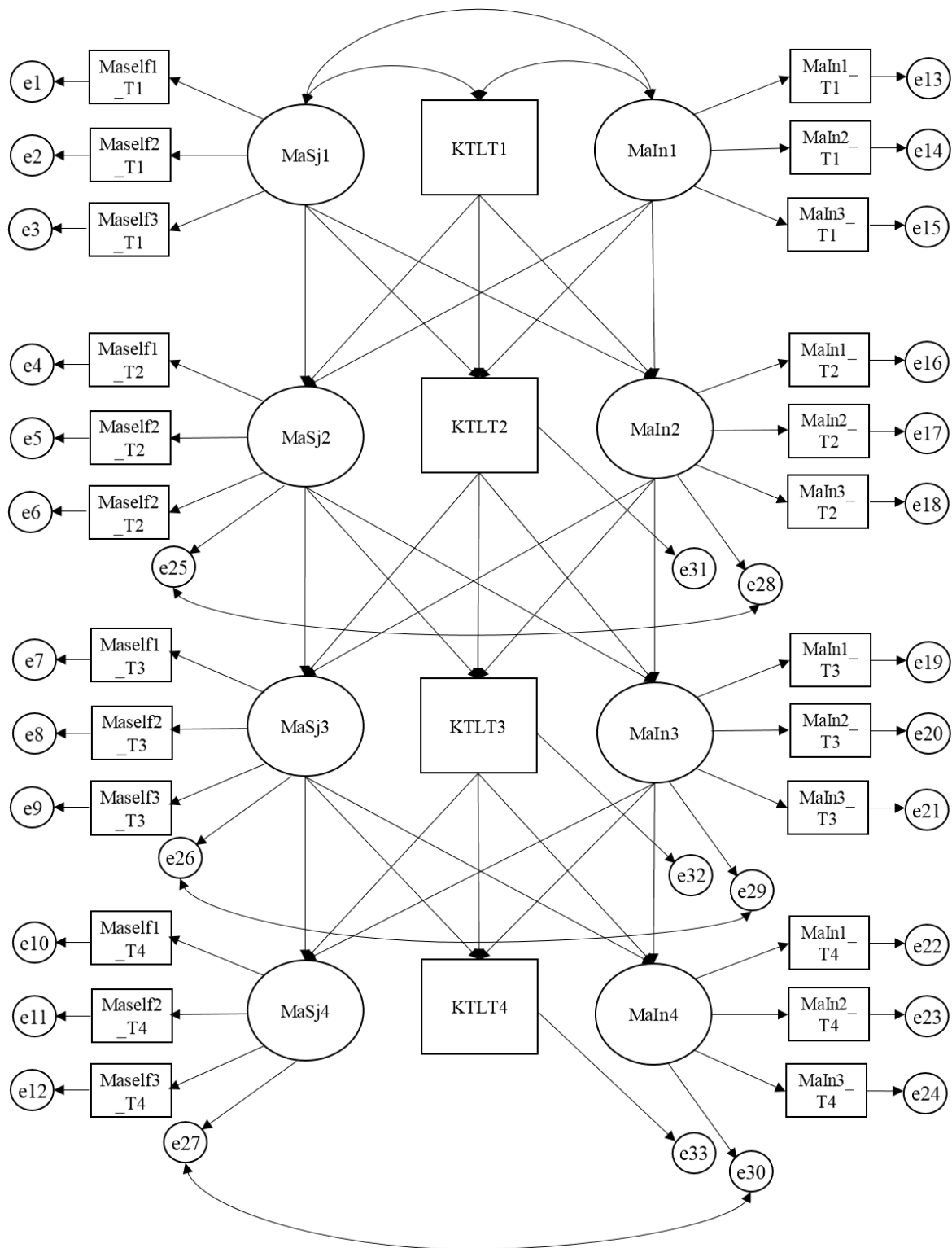
Genom att analysera AMOS *modification indices* (fri översättning till svenska = modifikationsindex) kunde man se vilka variabler som kunde förbättra modellpassformen om de fick samvariera med varandra. Modellpassformen förbättrades genom att samvariera vissa utvalda residualer (se tabell 6). Efter att residualerna systematiskt⁸ samvarierats resulterade den fjärde modellen med en acceptabel modellpassform. Att samvariera resten av residualerna skulle ha förbättrat vissa index men i och med att modellen redan hade uppnått en acceptabel passform behövdes de sista residualerna inte samvarieras.

Tabell 6. Modellpassform för alla strukturekvationsmodellerna

Modell	CMIN	DF	CMIN/DF	CFI	SRMR	RMSEA	PClose	GFI	TLI	SV
1	1327,08	324	4,096*	0,947	0,062	0,074	0,00	0,856	0,938	
2	1133,189	323	3,508*	0,957	0,045	0,067	0,00	0,872	0,95	e27 - e30
3	956,397	322	2,97*	0,967	0,043	0,059	0,00	0,889	0,967	e27 - e30 e26 - e29
4	807,749	321	2,516*	0,974	0,033	0,052	0,242	0,903	0,970	e27 - e30 e26 - e29 e25 - e28

* $p < 0,001$. SV = samvariation

⁸ Endast två variabler samvarierades i gången. De valdes ut enligt principen om vilka som förbättrade modellen starkast.



Figur 4. Slutgiltiga longitudinella strukturrekursionsmodellen. De stora ovala cirkelarna representerar latenta variablerna. Rektanglarna representerar observerade variablerna. De små cirkelarna motsvarar residualerna till respektive variabel. Pilarna är regressionslinjer och bågar är samvariation. MaSj = självuppfattning i matematik, MaIn = intresse för matematik, e = residual.

4.8 Forskningsetiska aspekter

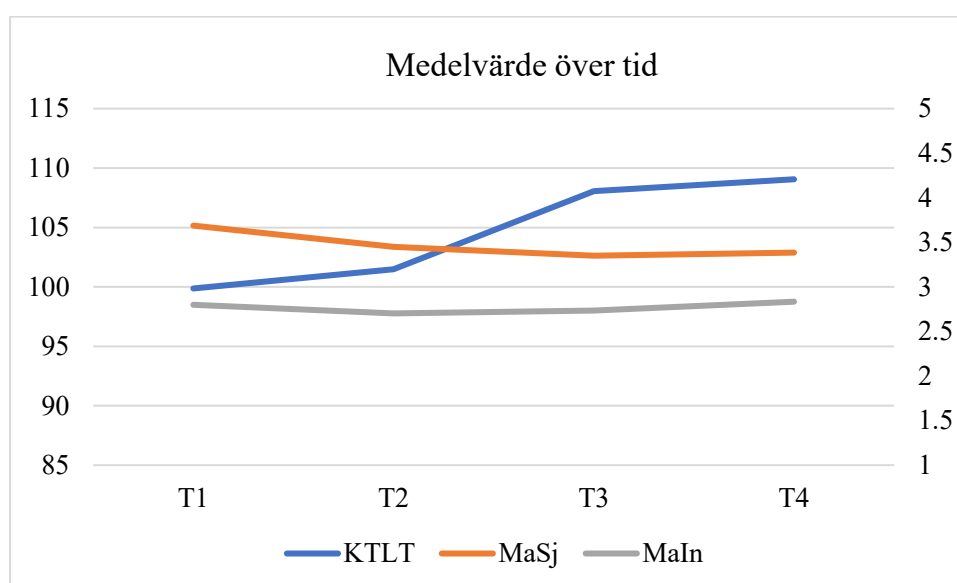
Inför forskningsprojekt och också mindre avhandlingar hör det till att forskningsetiska aspekter alltid ska övervägas noggrant. Det finns fyra tumregler som forskaren bör beakta. Det första är (1) informationskravet, där forskaren ska se till att alla som berörs av undersökningen ska informeras om undersökningens syfte. Det andra är (2) samtyckeskravet, med det menas att respondenterna i en undersökning får själva välja om de vill delta eller inte. Det tredje är (3) konfidentialitetskravet som kräver att insamlat data behandlas konfidentiellt och att enbart behöriga får ta del av data som samlats in. Det fjärde är (4) nyttjandekravet som går ut på att uppgifterna från respondenterna enbart används till forskningsändamål (Patel & Davidson, 2011, s. 62–63). Inom FRAM-projektet tog man i beaktande samtliga punkter:

- (1) Alla vårdnadshavare till eleverna och eleverna själva som skulle testas fick hem skriftlig information om projektets syfte.
- (2) Eleverna fick själva välja om de ville delta i undersökningen. Eleverna fick avbryta deras deltagande i undersökningen under vilket skede som helst. För att eleverna skulle få delta i undersökningen krävdes dessutom vårdnadshavarens samtycke då eleverna inte ännu var myndiga.
- (3) Data behandlades konfidentiellt. Efter erhållna testresultat kodades elevernas namn till nya ID-siffror så att ingen ska kunna koppla ihop svaren till enskilda elever.
- (4) Data i projektet används endast till forskningsändamål.

Olsson och Sörensen (2011, s. 89) lyfter fram plagiat som en viktig forskningsetisk aspekt. Citat, referenser och upphovsman är alla viktiga att hänvisa till på ett korrekt sätt. Undertecknad citerar, refererar och hänvisar enligt bästa förmåga för att undvika forskningsfusk.

5 Resultat

För att besvara forskningsfrågorna har en longitudinell strukturekvationsmodell med både latent och direktobserverade variabler konstruerats (se figur 5). Forskningshypoteserna besvaras i kronologisk ordning. Utvecklingen av variabelernas medelvärde över mätillfällena presenteras i graf 1. Medelvärdet för matematikprestation höjdes med 9,2 % från tidpunkt 1–4 medan självuppfattning i matematik sänktes med 8,2 % från tidpunkt 1–4. Medelvärdet för intresse för matematik höjdes med 1,2 % från tidpunkt 1–4 men fluktuerade som mest med 4,8 % (från tidpunkt 2–4).

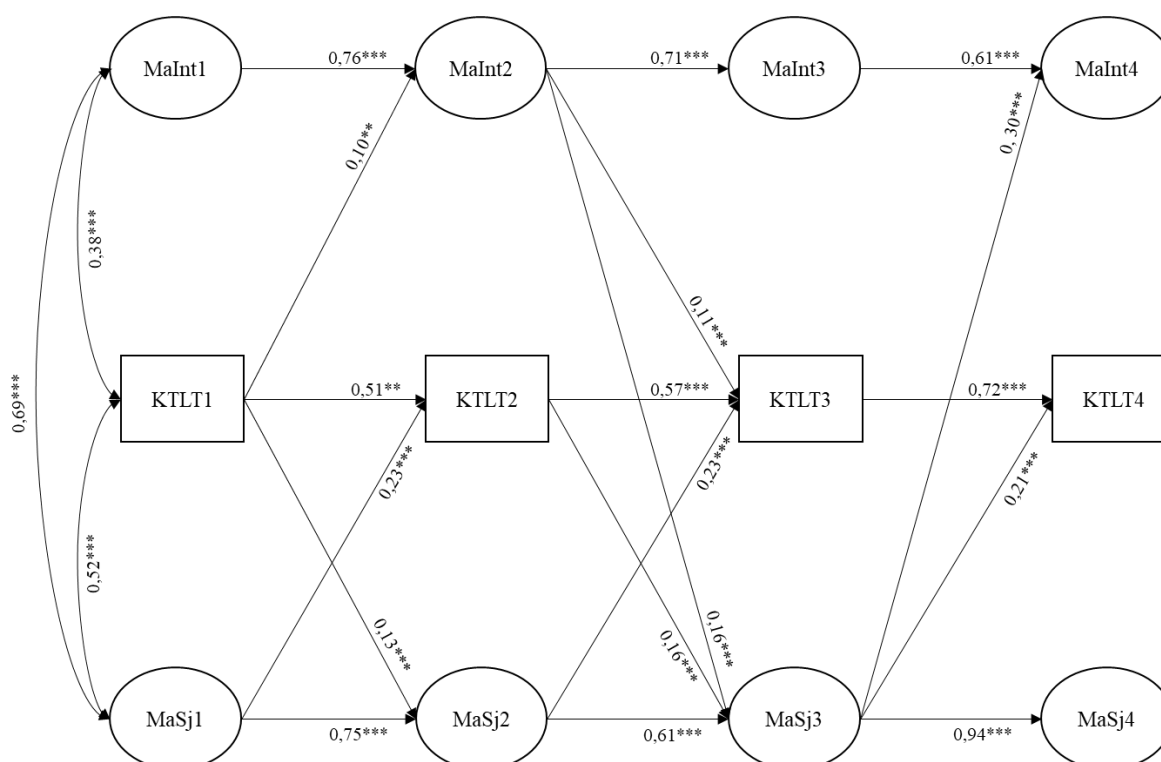


Graf 1. Medelvärdet för KTLT (matematiktest), MaSj (självuppfattning i matematik) och MaIn (intresse för matematik) över fyra tidpunkter. KTLT avläses med skalan till vänster, MaSj och MaIn avläses med skalan till höger. Läsaren bör vara medveten om att tidsskillnaden mellan tidpunkterna är som störst mellan tidpunkterna 2 och 3.

5.1 Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och matematikprestationer i årskurs 7–9?

Forskningshypotesen H1.A ”det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan självuppfattning i matematik och senare matematikprestation” kan verifieras med avhandlingens strukturekvationsmodell. Det finns positiva, signifikanta regressionskoefficienter ($\beta = 0,23$, $\beta = 0,23$, $\beta = 0,21$) mellan självuppfattning i matematik och senare matematikprestation mellan alla mätta tidpunkter. Effektstorlekarna för H1.A är större än effektstorlekarna för forskningshypotesen H1.B.

Forskningshypotesen H1.B ”det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan elevers matematikprestation och senare självuppfattning i matematik” är till största del sant. Det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter ($\beta = 0,13$, $\beta = 0,16$) mellan matematikprestation och senare självuppfattning i matematik under tidpunkt 1–2 samt 2–3. Det finns dock inte en signifikant regressionskoefficient mellan tidpunkt 3 och 4. Effektstorlekarna är små men de är större än effektstorlekarna för forskningshypoteserna H2.A och H2.B.



Figur 5. Longitudinell strukturekvationsmodell med endast signifikanta regressionslinjer som illustrerar regressionskoefficienterna mellan två variabler. Siffrorna i variablerna anger tidpunkterna.

5.2 Hurdana samband finns det mellan elevers intresse för matematik och matematikprestationer i årskurs 7–9?

Forskningshypotesen H2.A ”det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter med svaga effektstorlekar som stöder ett samband mellan intresse för matematik och senare matematikprestation” är till största del falskt. Det är endast mellan tidpunkt 2 och 3 som det finns en signifikant positiv regressionskoefficient ($\beta = 0,11$) mellan intresse för matematik och senare matematikprestation. Effektstorleken är liten jämfört med de andra effekterna i figur 5.

Forskningshypotesen H2.B ”det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter med svaga effektstorlekar som stöder ett samband mellan matematikprestation och senare intresse för matematik” är till största del falskt. Det är endast mellan tidpunkt 1 och 2 som det finns en signifikant positiv regressionskoefficient ($\beta = 0,10$) mellan matematikprestation och senare intresse för matematik. Effektstorleken är liten jämfört med de andra effekterna i figur 5.

De minsta signifikanta effektstorlekarna existerar där variablerna intresse för matematik och matematikprestation predicerar varandra.

5.3 Hurdana samband finns det mellan elevers självuppfattning i matematik och intresse för matematik i årskurs 7–9?

Forskningshypotesen H3.A ”det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan intresse för matematik och senare självuppfattning i matematik” är till största del falskt. Det är endast mellan tidpunkt 2 och 3 som det finns en signifikant positiv regressionskoefficient ($\beta = 0,16$) mellan intresse för matematik och senare självuppfattning i matematik. Relativt till de andra effektstorlekarna är den här effektstorleken medelstark.

Forskningshypotesen H3.B ”det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan självuppfattning i matematik och senare intresse för matematik” är till största del falskt. Det är endast mellan tidpunkt 3 och 4 som det finns en signifikant positiv regressionskoefficient ($\beta = 0,30$) mellan självuppfattning i matematik och senare intresse för matematik. Den här effektstorleken är avhandlingens största effekt.

Sammanfattning av resultaten för forskningshypoteserna

H1.A – Sant

H1.B – Största del sant

H2.A – Största del falskt

H2.B – Största del falskt

H3.A – Största del falskt

H3.B – Största del falskt

6 Diskussion

Syftet med den här avhandlingen är att undersöka förhållandet mellan självuppfattning i, intresse för och prestation i matematik hos elever i årskurs 7–9. Modellen som skapades för att svara på syftet är en icke-rekursiv strukturekvationsmodell som innefattar åtta latent variabler och fyra direktobserverade variabler. Forskningshypoteserna sammanfattas nedan:

H1.A - Det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan elevers självuppfattning i matematik och senare matematikprestation.

H1.B - Det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan matematikprestation och senare självuppfattning i matematik.

H2.A - Det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter med svaga effektstorlekar som stöder ett samband mellan intresse för matematik och senare matematikprestation.

H2.B - Det finns positiva signifikanta regressionskoefficienter med svaga effektstorlekar som stöder ett samband mellan matematikprestation och senare intresse för matematik.

H3.A - Det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan intresse för matematik och senare självuppfattning i matematik.

H3.B - Det finns signifikanta positiva regressionskoefficienter som stöder ett samband mellan självuppfattning i matematik och senare intresse för matematik.

6.1 Resultatdiskussion

Forskningsfråga 1

Forskningshypoteserna H1.A. och H1.B. verifierades (H1.B. är dock bara till största del sant) och överensstämmer med en mängd tidigare forskning som stöder att det existerar en ömsesidig relation mellan självuppfattning i matematik och matematikprestation (bl.a., Marsh & Scalas, 2011; Marsh & Craven, 2006). Marsh och Scalas (2011) presenterar dessutom stöd för att en ömsesidig effekt mellan akademisk självuppfattning och skolprestation kan generaliseras interkulturellt vilket förstärkte hypoteserna för att det skulle finnas en ömsesidig relation mellan variablerna i forskningsfråga 1.

Självuppfattning i matematik och matematikprestation har en signifikant ömsesidig relation. Relationen är dock inte jämnstark utan självuppfattning i matematik har en betydligt starkare påverkan på matematikprestation än vice versa. Sewasew m.fl. (2018) hittade en liknande trend

där självuppfattning i matematik hade en starkare påverkan på matematikprestation än vad matematikprestation hade på självuppfattning i matematik. I figur 5 finns det ingen signifikant regressionskoefficient mellan KTLT3 och MaSj4⁹, vilket gör att de två sista mättillfällena påminner om en självförbättringsmodell. Guay m.fl.:s (2003) resultat påminner aningen om det här mönstret där de hittade en ömsesidig effekt mellan alla mättillfällena, för alla tre kohorter, förutom under de sista mättillfällena. De sista effekterna från de sista mättillfällena påminner mera om en självförbättringsmodell än en ömsesidig effektmödel.

Forskningsfråga 2

Forskningshypoteserna H2.A och H2.B falsifierades utgående från avhandlingens resultat. I modellen (se figur 5) finns det en signifikant regressionskoefficient mellan variablerna KTLT1 och MaIn2¹⁰ och mellan MaIn2 och KTLT3. Forskningshypoteserna H2.A och H2.B syftade tillsammans på att det existerar en konsekvent ömsesidig relation mellan variablerna. Resultaten i den här avhandlingen kunde inte verifiera forskningshypoteserna H2.A och H2.B.

Marsh m.fl.:s (2005) studie hittade ett svagt samband mellan intresse för matematik och matematikprestation. En skillnad mellan deras studie och den här är att Marsh m.fl. (2005) operationaliserade matematikprestation med vitsord medan den här studien operationaliserar matematikprestation med ett matematiktest (KTLT). Fisher m.fl. (2012) hittade också en ömsesidig relation (REM) mellan intresse för matematik och matematikprestation. De stora skillnaderna mellan den här undersökningen och Fisher m.fl.:s (2012) är att Fisher m.fl.:s respondenter bestod av förskolebarn (istället för elever i årskurs 7–9) och forskarna samlade in fyra dimensioner av intresse (istället för en). En betydande del av den tidigare forskningen som behandlades i den här avhandlingen stöder en icke-signifikant ömsesidig effekt mellan intresse för matematik och matematikprestation (Gagné & Pèrè, 2001; Sewasew m.fl., 2018). Andra källor betonar dock att intresse är viktigt för ens inläring (Ainley m.fl., 2002; Renninger, 2000; Schiefele, 1991) vilket tolkades som stöd för att det existerar ett kausalt samband mellan intresse för matematik och matematikprestation när forskningshypoteserna formulerades.

⁹ När det hänvisas till resultaten i figur 5 används förkortningar rakt från figur 5. Syftet med detta är att hålla texten renare och mer läsbar när ett flertal variabler jämförs med varandra i samma mening. MaSj4 = självuppfattning i matematik under tidpunkt 4.

¹⁰ MaIn2 = intresse för matematik under tidpunkt 2

Forskningsfråga 3

Forskningshypoteserna H3.A och H3.B falsifierades till största del. Från modellen kan man avläsa en signifikant regressionskoefficient mellan MaIn2 och MaSj3, samt mellan MaSj3 och MaIn4. Det intressanta här är att regressionskoefficienten mellan MaSj3 och MaIn4 är den starkaste ($\beta = 0,30$) av alla korsade regressionslinjerna i modellen (se figur 5), fastän det endast finns en signifikant regressionskoefficient från variabeln självuppfattning i matematik till intresse för matematik. Sewasew m.fl. (2018) hittade en ömsesidig relation mellan självuppfattning i matematik och intresse för matematik där självuppfattning hade en starkare effekt på intresse än vice versa. Resultaten i den här avhandlingen visar inte på en ömsesidig effekt, men likt Sewasew m.fl:s resultat så har självuppfattning i matematik en betydligt starkare effekt på intresse för matematik än vice versa.

En annan intressant del av resultaten är att intresse för matematik, som endast predicerar matematikprestation och självuppfattning i matematik en gång under alla fyra tidpunkter, har en predicerade effekt på senare självuppfattning i matematik och senare matematikprestation från samma tidpunkt (tidpunkt 2–3). Tidsskillnaden mellan mätningarna (tidpunkt 2–3) var ett och ett halvt år till skillnad från resterande intervaller som i snitt var ett halvt år mellan mätningarna.

Intresse beskrivs som en viktig mental resurs som kan leda till att man utvecklar inlärningsstrategier (Hidi & Renninger, 2006; Schiefele, 1991). När eleverna når årskurs 7 har de redan avklarat sju år i skolan och eventuellt ett år i förskolan. Under den tiden har mycket hunnit hända i en människas liv och man kan tänka sig att eleverna redan har hunnit utveckla gedigna inlärningsstrategier som de kan tillämpa till de flesta skolämnena. Hidi och Renninger (2006) skriver att intresse involverar en 4-steps process innan man har ett välutvecklat stabilt intresse för något. Under de fyra stegen sker det komplexa processer som man antingen kan arbeta sig genom och avancerar till nästa steg eller alternativt så överger man intresseprogressen. Förklaringarna kan vara många för varför intresse inte har en lika stark effekt på matematikprestation som självuppfattningen har. Resultaten i den här avhandlingen tyder på att självuppfattning i matematik är en starkare prediktor för matematikprestation än vad intresse för matematik är på matematikprestation för elever i årskurs 7–9.

6.2 Metoddiskussion

Variablerna (1) självuppfattning i matematik, (2) intresse för matematik och (3) matematikprestation användes i analyserna till den här avhandlingen.

Mätinstrument och kvalitetskriterier

För att mäta den interna reliabiliteten för självuppfattning i matematik och intresse för matematik användes Cronbach's alpha. Cho (2016) presenterar invändningar mot användningen av Cronbach's alpha från tidigare forskning som lyder att Cronbach's alpha används på ett slentrianmässigt sätt. Vaske m.fl. (2017) påpekar att gränsen för vad som är ett bra värde för Cronbach's alpha inte är svart på vitt. Man bör ta i beaktande ett antal faktorer, bland annat antalet frågor som man använder för att mäta den ämnade konstruktionen. När man arbetar med mänskliga dimensioner är ett generellt acceptabelt gränsvärde för Cronbach's alpha 0,65–0,80. Man kan förbättra värdet om man ökar antalet frågor i ens faktor eller får en högre korrelation mellan frågorna (DeVellis, 2016, s. 83). DeVellis (2016, s. 60) för också fram andra forskares kritik, bland annat Sijtsmas från år 2009, som menar att Cronbach's alpha ger ett förenklat reliabilitetsvärde för det som mäts.

Frågorna som användes för att mäta självuppfattning i matematik och intresse för matematik fick ett högt Cronbach's alpha-värde. Frågorna härstammar dessutom från ett beprövat frågebatteri, SDQ-I, som utvecklades av Marsh år 1988 (Hay m.fl., 1998). Frågorna fungerade som indikatorer för avhandlingens latenta variabler. Indikatorerna analyserades med en explorativ faktoranalys och efter att ha ställt in analysen att producera två faktorer, producerades två faktorer med höga faktorladdningar från indikatorerna. Självuppfattning i matematik och intresse för matematik analyserades sedan i en konfirmerande faktoranalys som hade hög reliabilitet och validitet. Modellpassformen för den konfirmerande faktormodellen var acceptabel och man kunde således bedöma konstruktionen som adekvat.

KTLT-testet som mätte elevernas matematikprestationer analyserade med test-retest-metoden. En del av korrelationerna var för låga för att kunna slå fast att instrumentet hade hög reliabilitet ($r = 0,640–0,842$). En förklaring till varför instrumentet inte kan visa på en lika hög reliabilitet som exempelvis instrumenten för självuppfattning i och intresse för matematik, är att eleverna blev bättre på matematik mellan mättillfällena och uppnådde systematiskt högre poäng i testet för varje mättillfälle (se graf 1).

KTLT-testet som mätte elevernas matematikprestationer är ämnat för elever som är 13–16 år gamla. Respondenterna som undersöktes i den här avhandlingen faller innanför det åldersintervallet. En annan fördel med användningen av KTLT-testet i den här avhandlingen är att testet har normerande värden för finlandssvenska elever vilket är samma grupp som

undersöks i den här avhandlingen. Ett par faktorer som kan räknas till nackdelar med användningen av KTLT-testet är för det första att de normerande värdena är 5–10 år gamla och för det andra så finns det bristfälligt med frågor som mäter förståelse av matematiska samband (Ekstam m.fl., 2019).

I en nationell utvärderingsrapport över finska och svenska skolor i årkurs 7–9 mätte man bland annat skillnader i matematikprestationer beroende på om eleverna utförde testen digitalt eller på papper. I svenska skolor visade det sig att eleverna som utförde huvudräkningsuppgifter på papper klarade sig bättre än eleverna som utförde testen digitalt (Julin & Rautopuro, 2016). I FRAM har alla respondenter utfört matematiktesten digitalt på en stationär eller bärbar dator med möjlighet att använda papper och penna som hjälpmedel. Testningen har alltid utförts under skoltid och respondenterna har erbjudits 45 minuter att utföra testet under övervakning av en testledare. Ur den aspekten har man varit konsekvent och bevarat jämbördiga förhållanden för alla respondenter under testningarna.

Modellpassform för strukturekvationsmodellen

Strukturekvationsmodellen (se figur 4) modifierades tills modellpassformen var acceptabel på flera fronter. En så sparsam modell som möjligt eftersträvades med syfte att skapa en så läsarvänlig modell som möjligt. Modellen modifierades och flera parametrar definierades med syfte att få bättre modellpassform. Brown (2006, s. 82) skriver att man ska rapportera 3 typer av index som anger modellpassform. Man behöver alltså inte rapportera alla index, utan det räcker med ett index per kategori. Samtidigt påpekar Kline (2011, s. 205) att man ska förhålla sig allvarlig till bevis för en potentiell svag modellpassform och inte ”gömma” sig bakom index som tyder på en gynnsam modellpassform. Därför samvarierades utvalda residualer tills modellpassformen blev acceptabel på flera fronter.

Dataimputering

Imputering av nya data spelade en stor roll vid analyserna och modellpassformen. Statistikmjukvaran AMOS kan exempelvis inte rekommendera vilka ändringar i modellen som leder till bättre modellpassform om det saknas data inom variablerna som används. Schumacker och Lomax (2015, s. 19) skriver att regressionsimputering är en imputeringsmetod som lämpar sig för data med en moderat mängd bortfall. I AMOS är metoden regressionsimputering tillgänglig, och därför valdes denna strategi. Enders (2010, s. 44) skriver att regressionsimputering liknar *multipl imputering* (eng. multiple imputation) till sättet då båda metoderna använder data från de tillgängliga observationerna för att generera nya värden för

de saknade observationerna. Författaren skriver att multipel imputering är en mer sofistikerad strategi jämfört med regressionsimputering. Imputeringsstrategin som valdes var eventuellt inte optimal och är något som kunde ha förbättrats angående databearbetningen inom den här avhandlingen.

6.3 Slutsats och förslag till fortsatt forskning

De första forskningshypoteserna H1.A och H1.B verifierades och stöder en ömsesidig effektmodell som innebär att självuppfattning i matematik och matematikprestation har en ömsesidig, positiv och predicerande effekt på varandra. För en praktiserande pedagog kan det här vara av betydelse. Det är allmänt känt att matematik är en viktig färdighet för människan i det moderna samhället. Goda matematikfärdigheter lär oss logiskt tänkande och kan skapa goda förutsättningar för arbetslivet utöver att det kan hjälpa oss med vardagliga utmaningar. Utgående från avhandlingens resultat kan pedagoger som vill förbättra högstadieelevers matematikprestationer ha i åtanke att en förbättrad självuppfattning i matematik stödjer elevers framtida matematikprestationer. Likaså kan en försämring av elevernas självuppfattning försämra deras matematikprestationer. Effekten är ömsesidig så man kan också förbättra elevens självuppfattning i matematik genom att förbättra elevens prestationer i matematik.

Resterande relationer mellan variablerna saknar en ömsesidig effekt sinsemellan. Men med det sagt så ska man inte förbise att variablerna har en effekt på varandra. I figur 5 kan man avläsa att den starkaste korsade regressionslinjen förekommer trots allt mellan MaSj3 och MaIn4. Gällande förhållandet mellan självuppfattning i matematik och matematikprestation så har självuppfattning i matematik en större påverkan på matematikprestation än vice versa. Av alla korsade regressionslinjer hittar man de starkaste regressionskoefficienterna där självuppfattning i matematik fungerar som oberoende variabel. En naturlig följdfråga är hur kan man förbättra en elevs självuppfattning i matematik. Den här avhandlingen tyder på att man kan förbättra elevers självuppfattning i matematik indirekt genom att förbättra deras prestationer i matematik. O'Mara m.fl. (2006) utförde en metaanalys där de undersökte interventioner för självuppfattning. En något förvånansvärt effektiv intervention, med syfte att förbättra självuppfattning, är att ge regelbunden feedback och beröm till eleven. I Finlands nationella läroplan kan man också läsa att olika konstnärliga uttrycksformer såsom dramaundervisning kan stöda eleven till att utveckla en positiv uppfattning om sig själv (Utbildningsstyrelsen, 2014, s. 30).

Det finns även interventionsstudier som ger förslag på strategier till att förbättra elevens prestationer i matematik. Jansen m.fl. (2013) använde ett digitalt matematikspel där eleverna delades in i tre förutbestämda framgångsnivåer som skulle avgöra hur stor andel av uppgifterna som eleverna skulle klara (90 %, 75 % och 60 %). Den elevgrupp som spelade matematikspelet med den lättaste inställningen (90 % framgång) visade på den största förbättringen av matematikprestation. Effekten var indirekt och medierades av mängden försök att klara uppgifterna.

Intresse för matematik fungerar som en signifikant prediktor under tidpunkt 2–3, vilket också är den längsta tidsintervallen mellan mättillfällena. Intresse för matematik har inte en återkommande effekt på självuppfattning i matematik och matematikprestation men på lång sikt verkar intresse för matematik som en signifikant prediktor. Det kan alltså löna sig för lärare som undervisar elever i årskurs 7 att satsa extra mycket på att väcka ett intresse för matematik hos sina elever. Det kan komma att påverka både deras framtida självuppfattning och prestation i matematik. Ett sätt att öka motivationen för elever är genom differentiering (Utbildningsstyrelsen, 2014, s. 31). Ett annat sätt är att planera relevant undervisningsstoff för sina elever. Hulleman och Harackiewicz (2009) visade med sin studie att lärare som planerar relevant undervisningsstoff kan öka både intresse för och prestation i ett skolämne för de elever som har låga förväntningar.

Ett förslag på fortsatt forskning är att vidare undersöka det ömsesidiga förhållandet mellan självuppfattning i matematik och matematikprestation. De predicerande effekterna som variablerna har på varandra från tidpunkt 1–3 är stabila och konsekventa. Från tidpunkt 3–4 minskar effektstorleken aningen då självuppfattning i matematik predicerar matematikprestation och matematikprestation har plötsligt ingen signifikant predicerande effekt på självuppfattning i matematik. Är det här ett tecken på en trendförändring i den ömsesidiga relationen? Det vore intressant att se hur förhållandet mellan variablerna utvecklas efter grundskolan. Resultaten för den här avhandlingen ger indikationer på att intresse för matematik har en långsiktig effekt på både matematikprestation och självuppfattning i matematik. Efter den grundläggande utbildningen har finländska elever valmöjligheter att själva välja vad de vill fortsätta att studera. Framtill sista dagen i grundskolan har elever studerat matematik vare sig de vill det eller inte. Man kan tänka sig att motivation och intresse för ett specifikt ämne kan komma att spela en större roll för elevernas beteende efter grundskolan. Därför vore det intressant att också undersöka intresse för matematik och dess effekter på framtida matematikprestationer.

7 Litteraturförteckning

- Ainley, M., Hidi, S., & Berndorff, D. (2002). Interest, Learning, and the Psychological Processes That Mediate Their Relationship. *Journal of Educational Psychology*, 94(3), 545-561.
- Alumran, A., Hou, X. Y., Sun, J., Yousef, A. A., & Hurst, C. (2014). Assessing the construct validity and reliability of the parental perception on antibiotics (PAPA) scales. *BMC public health*, 14(1), 73.
- Amsterdam, B. (1972). Mirror self-image reactions before age two. *Developmental Psychobiology: The Journal of the International Society for Developmental Psychobiology*, 5(4), 297-305.
- Bandura, A. (1994). Self-efficacy. *Encyclopedia of human behavior*, 4, 71-81.
- Barnard, J., & Meng, X. L. (1999). Applications of multiple imputation in medical studies: from AIDS to NHANES. *Statistical methods in medical research*, 8(1), 17-36.
- Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles?. *Psychological science in the public interest*, 4(1), 1-44.
- Bong, M., & Skaalvik, E. M. (2003). Academic self-concept and self-efficacy: How different are they really?. *Educational psychology review*, 15(1), 1-40.
- Byrne, B. M. (1984). The general/academic self-concept nomological network: A review of construct validation research. *Review of educational research*, 54(3), 427-456.
- Brandell, G., & Staberg, E. M. (2008). Mathematics: A female, male or gender-neutral domain? A study of attitudes among students at secondary level. *Gender and Education*, 20(5), 495-509.
- Brown, T.A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford publications.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York: Guilford publications.
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.
- Calsyn, R. J., & Kenny, D. A. (1977). Self-concept of ability and perceived evaluation of others: Cause or effect of academic achievement?. *Journal of Educational Psychology*, 69(2), 136.
- Cai, D., Viljaranta, J., & Georgiou, G. K. (2018). Direct and indirect effects of self-concept of ability on math skills. *Learning and Individual Differences*, 61, 51-58.
- Chiu, M. S. (2012). The internal/external frame of reference model, big-fish-little-pond effect, and combined model for mathematics and science. *Journal of Educational Psychology*, 104(1), 87.
- Cho, E. (2016). Making Reliability Reliable: A Systematic approach to reliability coefficients. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651-682.

- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of applied psychology, 78*(1), 98.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2010). Intrinsic motivation. *The corsini encyclopedia of psychology, 1-2*.
- Dennick, R., & Tavakol, M. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education, 2*(1), 53-55.
- DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: Theory and applications* (Vol. 26). Sage publications.
- Ekstam, U., Hellstrand, H., Korhonen, J., & Aunio, P. (2019). Forskningsbaserade kartläggnings-och interventionsmaterial i matematik för elever i Svenskfinland: Literatur review. *NMI-bulletin, 29*(Specialnummer), 59-79.
- Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. New York: Guilford press.
- Fisher, P. H., Dobbs-Oates, J., Doctoroff, G. L., & Arnold, D. H. (2012). Early math interest and the development of math skills. *Journal of Educational Psychology, 104*(3), 673.
- Fang, J., Huang, X., Zhang, M., Huang, F., Li, Z., & Yuan, Q. (2018). The Big-Fish-Little-Pond Effect on Academic Self-Concept: A Meta-Analysis. *Frontiers in psychology, 9*.
- Fayers, P. M., & Aaronson, N. K. (2012). "It ain't over till the fat lady sings": a response to Cameron N. McIntosh, improving the evaluation of model fit in confirmatory factor analysis. *Quality of Life Research, 21*(9), 1623-1624.
- Ferrer, M., & Fugate, A. M. (2003). Helping your school-age child develop a healthy self-concept. University of Florida Cooperative Extension Service, *Institute of Food and Agricultural Sciences*, EDIS. Hämtad 28.11.2018, från <http://www.wildcatdistrict.kstate.edu/food-family/child-development/documents/SelfConcept.pdf>
- Gagné, F., & St Père, F. (2001). When IQ is controlled, does motivation still predict achievement?. *Intelligence, 30*(1), 71-100.
- Gaskin, J. & Lim, J. (2016). "Master Validity Tool", AMOS Plugin. Gaskination's StatWiki.
- Goldman, A. D., & Penner, A. M. (2016). Exploring international gender differences in mathematics self-concept. *International journal of adolescence and youth, 21*(4), 403-418.
- Guay, F., Marsh, H. W., & Boivin, M. (2003). Academic self-concept and academic achievement: Developmental perspectives on their causal ordering. *Journal of educational psychology, 95*(1), 124.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis*. (8th ed.). Andover: Cengage.
- Harackiewicz, J. M., Barron, K. E., Tauer, J. M., & Elliot, A. J. (2002). Predicting success in college: A longitudinal study of achievement goals and ability measures as predictors of interest and performance from freshman year through graduation. *Journal of Educational Psychology, 94*(3), 562.
- Hay, I., Ashman, A. F., & van Kraayenoord, C. E. (1998). Self-concept test generalisability: Self-description questionnaire-I and the perception of ability scale for students. *The Educational and Developmental Psychologist, 15*(1), 70-80.

- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the academy of marketing science*, 43(1), 115-135.
- Hidi, S., & Renninger, K. A. (2006). The four-phase model of interest development. *Educational psychologist*, 41(2), 111-127.
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *Electronic journal of business research methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Huck, S. W. (2012). *Reading statistics and research* (6th ed.). Boston: Pearson.
- Hulleman, C. S., & Harackiewicz, J. M. (2009). Promoting interest and performance in high school science classes. *Science*, 326(5958), 1410-1412.
- Hyde, J. S., Fennema, E., Ryan, M., Frost, L. A., & Hopp, C. (1990). Gender comparisons of mathematics attitudes and affect: A meta-analysis. *Psychology of women quarterly*, 14(3), 299-324.
- Jansen, B. R., Louwse, J., Straatemeier, M., Van der Ven, S. H., Klinkenberg, S., & Van der Maas, H. L. (2013). The influence of experiencing success in math on math anxiety, perceived math competence, and math performance. *Learning and Individual Differences*, 24, 190-197.
- Julin, S., & Rautopuro, J. (2016). Läksyt tekijäänsä neuvovat. *Perusopetuksen matematiikan oppimistulosten arviointi*, 9.
- King, R. B., & McInerney, D. M. (2014). Mapping changes in students' English and math self-concepts: A latent growth model study. *Educational Psychology*, 34(5), 581-597.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Publications.
- Köller, O., Baumert, J., & Schnabel, K. (2001). Does interest matter? The relationship between academic interest and achievement in mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 448-470.
- Leech, N., Barrett, K., & Morgan, G. A. (2005). *SPSS for intermediate statistics: Use and interpretation*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Lukimat. (u.å.). *KTLT*. Hämtad 06.11.2019, från <http://www.lukimat.fi/matematik/informationstjanst/bedomning-av-grundfardigheterna/verktyg-for-bedomning-av-fardigheter/ktlt>
- Markus, H., & Wurf, E. (1987). The dynamic self-concept: A social psychological perspective. *Annual review of psychology*, 38(1), 299-337.
- Marsh, H. W. (1986). Verbal and math self-concepts: An internal/external frame of reference model. *American educational research journal*, 23(1), 129-149.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., & Shavelson, R. J. (1988). A multifaceted academic self-concept: Its hierarchical structure and its relation to academic achievement. *Journal of educational psychology*, 80(3), 366.

- Marsh, H. W., & Craven, R. (1997). Academic self-concept: Beyond the dustbowl. In Phye, G. (Ed.), *Handbook of classroom assessment: Learning, achievement, and adjustment* (pp. 131–198). Academic Press.
- Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective: Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on psychological science*, 1(2), 133-163.
- Marsh, H. W., & Martin, A. J. (2011). Academic self-concept and academic achievement: Relations and causal ordering. *British Journal of Educational Psychology*, 81(1), 59-77.
- Marsh, H. W., & Scalas, L. F. (2011). Self-concept in learning: Reciprocal effects model between academic self-concept and academic achievement. *Social and emotional aspects of learning*, 191-198.
- Marsh, H. W., & Shavelson, R. (1985). Self-concept: Its multifaceted, hierarchical structure. *Educational psychologist*, 20(3), 107-123.
- Marsh, H. W., Trautwein, U., Lüdtke, O., Köller, O., & Baumert, J. (2005). Academic self-concept, interest, grades, and standardized test scores: Reciprocal effects models of causal ordering. *Child development*, 76(2), 397-416.
- Marsh, H. W., & Yeung, A. S. (1998). Longitudinal structural equation models of academic self-concept and achievement: Gender differences in the development of math and English constructs. *American Educational Research Journal*, 35(4), 705-738.
- McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological methods*, 7(1), 64.
- Musholt, K. (2015). *Thinking about oneself: From nonconceptual content to the concept of a self*. Cambridge: MIT Press.
- Nationalencyklopedin. (u.å). *Självkänsla*. Hämtad 22.11.2018, från: <https://www.ne.se/upplagsverk/encyklopedi/l%C3%A5ng/sj%C3%A4lvk%C3%A4nsla>
- Olsson, H., & Sörensen, S. (2011). *Forskningsprocessen: kvalitativa och kvantitativa perspektiv* (3:e upplagan). Stockholm: Liber.
- O'Mara, A. J., Marsh, H. W., Craven, R. G., & Debus, R. L. (2006). Do self-concept interventions make a difference? A synergistic blend of construct validation and meta-analysis. *Educational Psychologist*, 41(3), 181-206.
- Patel, R., & Davidson, B. (2011). *Forskningsmetodikens grunder. Att planera, genomföra och rapportera en undersökning* (4:e uppl.). Lund: Studentlitteratur AB
- Parker, P. D., Marsh, H. W., Ciarrochi, J., Marshall, S. & Abduljabbar, A. S. (2013). Juxtaposing math self-efficacy and self-concept as predictors of long-term achievement outcomes. *Educational Psychology*, 34(1), 29-48
- Pottebaum, S. M., Keith, T. Z., & Ehly, S. W. (1986). Is there a causal relation between self-concept and academic achievement?. *The Journal of Educational Research*, 79(3), 140-144.
- Preckel, F., Goetz, T., Pekrun, R., & Kleine, M. (2008). Gender differences in gifted and average-ability students: Comparing girls' and boys' achievement, self-concept, interest, and motivation in mathematics. *Gifted child quarterly*, 52(2), 146-159.

- Psykologiguiden. (u.å). *Självuppfattning*. Hämtad 22.11.2018, från: <https://psykologiguiden.se/psykologilexikon/?Lookup=sj%C3%A4lvuppfattning>
- Renninger, K. A. (2000). Individual interest and its implications for understanding intrinsic motivation. In Sanonse, C., & Harackiewicz, J., M. (Ed.), *Intrinsic and extrinsic motivation* (pp. 373-404). Academic press.
- Rogers, C. R. (1995). *A way of being*. Boston: Houghton Mifflin Harcourt.
- Sansone, C., & Thoman, D. B. (2005). Interest as the missing motivator in self-regulation. *European Psychologist*, *10*(3), 175-186.
- Scheirer, M. A., & Kraut, R. E. (1979). Increasing educational achievement via self concept change. *Review of educational research*, *49*(1), 131-149.
- Schiefele, U. (1991). Interest, learning, and motivation. *Educational psychologist*, *26*(3-4), 299-323.
- Schumacker, R., E., & Lomax, R., G. (2015). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (4th ed.). New York: Routledge.
- Seaton, M., Parker, P., Marsh, H. W., Craven, R. G., & Yeung, A. S. (2014). The reciprocal relations between self-concept, motivation and achievement: juxtaposing academic self-concept and achievement goal orientations for mathematics success. *Educational psychology*, *34*(1), 49-72.
- Sewasew, D., Schroeders, U., Schiefer, I. M., Weirich, S., & Artelt, C. (2018). Development of sex differences in math achievement, self-concept, and interest from grade 5 to 7. *Contemporary Educational Psychology*, *54*, 55-65.
- Sharma, S., Mukherjee, S., Kumar, A., & Dillon, W. R. (2005). A simulation study to investigate the use of cutoff values for assessing model fit in covariance structure models. *Journal of Business Research*, *58*(7), 935-943.
- Shavelson, R. J., Hubner, J. J., & Stanton, G. C. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of educational research*, *46*(3), 407-441.
- Silvia, P. J. (2008). Interest—The curious emotion. *Current Directions in Psychological Science*, *17*(1), 57-60.
- Skaalvik, S., & Skaalvik, E. M. (2004). Gender differences in math and verbal self-concept, performance expectations, and motivation. *Sex roles*, *50*(3-4), 241-252.
- Skaalvik, E. M., & Skaalvik, S. (2016). *Motivation och lärande*. Stockholm: Natur & Kultur.
- Spielman, R., M. (2014). *Psychology*. Hämtad 22.11.2018, från: <https://openstax.org/details/books/psychology>
- Upadyaya, K., & Eccles, J. (2015). Do teachers' perceptions of children's math and reading related ability and effort predict children's self-concept of ability in math and reading?. *Educational Psychology*, *35*(1), 110-127.
- Utbildningsstyrelsen (2014). *Grunderna för planen för den grundläggande utbildningen*. Helsingfors: Tampere: Juvenes Print.
- Valentine, J. C., DuBois, D. L., & Cooper, H. (2004). The relation between self-beliefs and academic achievement: A meta-analytic review. *Educational psychologist*, *39*(2), 111-133.

- Vaske, J. J., Beaman, J., & Sponarski, C. C. (2017). Rethinking internal consistency in Cronbach's alpha. *Leisure Sciences, 39*(2), 163-173.
- Verkuyten, M. (1995). Self-esteem, self-concept stability, and aspects of ethnic identity among minority and majority youth in the Netherlands. *Journal of Youth and Adolescence, 24*(2), 155-175.
- Wattenberg, W. W., & Clifford, C. (1964). Relation of self-concepts to beginning achievement in reading. *Child Development, 461-467*.
- Wu, J. (2012). Self-concept clarity of Hong Kong university students: Measurement and relations to psychological well being. In Gana, K., (Ed.), *Psychology of Self-Concept* (pp. 21-35). New York: Nova Science Publishers, Inc.

Bilagor

Bilaga 1. Standardiserade regressionskoefficienter i den konfirmerande faktoranalysen.

	MaSj1	MaSj2	MaSj3	MaSj4	MaIn1	MaIn2	MaIn3	MaIn4
Maself1.T1	0,821							
Maself2.T1	0,893							
Maself3.T1	0,891							
Maself1.T2		0,888						
Maself2.T2		0,924						
Maself3.T2		0,917						
maself1_T3			0,912					
maself2_T3			0,927					
maself3_T3			0,924					
maself1_T4				0,933				
maself2_T4				0,948				
maself3_T4				0,956				
Maint1.T1					0,935			
Maint2.T1					0,931			
Maint3.T1					0,824			
Maint1.T2						0,938		
Maint2.T2						0,935		
Maint3.T2						0,842		
maint1.T3							0,955	
maint2.T3							0,942	
maint3.T3							0,844	
maint1.T4								0,961
maint2.T4								0,962
maint3_T4								0,857

Alla regressionskoefficienter är signifikanta ($p < 0,001$). MaSj = självuppfattning i matematik, MaIn = intresse för matematik. Kolumnen till vänster anger indikatorerna. Första raden anger faktorerna.

Bilaga 2. Samvariation i den konfirmerande faktoranalysen.

	Samvariation		korrelation
MaIn3	<-->	MaIn4	0,846
MaIn2	<-->	MaIn4	0,691
MaIn1	<-->	MaIn4	0,592
MaSj4	<-->	MaIn4	0,849
MaSj3	<-->	MaIn4	0,783
MaSj2	<-->	MaIn4	0,618
MaSj1	<-->	MaIn4	0,518
MaIn2	<-->	MaIn3	0,755
MaIn1	<-->	MaIn3	0,666
MaSj4	<-->	MaIn3	0,708
MaSj3	<-->	MaIn3	0,783
MaSj2	<-->	MaIn3	0,595
MaSj1	<-->	MaIn3	0,504
MaIn1	<-->	MaIn2	0,813
MaSj4	<-->	MaIn2	0,631
MaSj3	<-->	MaIn2	0,674
MaSj2	<-->	MaIn2	0,739
MaSj1	<-->	MaIn2	0,597
MaSj4	<-->	MaIn1	0,544
MaSj3	<-->	MaIn1	0,599
MaSj2	<-->	MaIn1	0,623
MaSj1	<-->	MaIn1	0,686
MaSj3	<-->	MaSj4	0,918
MaSj2	<-->	MaSj4	0,747
MaSj1	<-->	MaSj4	0,660
MaSj2	<-->	MaSj3	0,803
MaSj1	<-->	MaSj3	0,724
MaSj1	<-->	MaSjf2	0,849

Alla korrelationer är signifikanta ($p < 0,001$). Samvariationen mellan de latent faktorerna. MaSj = självuppfattning i matematik, MaIn = intresse för matematik.