



LUNDS UNIVERSITET  
Ekonomihögskolan

## Är offentliga grundskolor kostnadsfria?

*En hedonisk studie av huspriser i Malmö kommun*



Masteruppsats VT14

Nationalekonomiska institutionen

Ekonomihögskolan

Lunds Universitet

Författare: David Ahlgren

Handledare: Fredrik NG Andersson

## **Sammanfattning**

Den ekonomiska litteraturen som använder hedoniska prissättningsmodeller är omfattande och hedoniska husprissättningsmodeller där skolprestationer står i fokus har fått ökad uppmärksamhet i flertalet länder. I Sverige har däremot inte detta område fått lika stor uppmärksamhet. I denna studie används ett urval baserat i Malmö kommun under mars 2014 för att undersöka om skolkvalitet som mäts av medelslutbetyg i nionde klass, medeltestresultat på nationella provet i sjätte klass och lärartätheten påverkar huspriserna. Två versioner av samma modell skattas, en modell använder betygsvariabeln i sin grundform medan den andra modellen använder logaritmerad betygsvariabel. Varför dessa instrument används beror på att dessa är lättåtkomliga för hushållen, varvid hushållen kan inkludera dessa instrument när husprisutvärderingar utförs. Resultaten i denna studie visar att slutbetyg i nionde klass och resultat på nationella provet i sjätte klass är signifikanta även efter modellerna har reducerats från insignifikanta variabler. Lärartäthetens påverkan på huspriserna är tvetydig. De signifikanta betygsvariablerna har olika stor effekt beroende på om variabeln har logaritmeras eller ej. Resultaten i denna studie antyder att två potentiella scenarier är aktuella. Antingen utför boendesegregationen det huvudsakliga bostadsvalet och minskar skolornas betydelse på huspriserna vilket ges av de lägre estimaten, eller så har skolor ett prestationspremium som betalas för att säkerställa tillgång genom upptagningsområdet vilket ges av de större estimaten. De större estimaten som följer av modellerna med logaritmerade betygsvariabler ligger i linje med andra studier vilket talar för att ett prestationspremium existerar även på husmarknaden i Malmö kommun. Implikationen av detta är att de svenska offentliga grundskolorna som skall vara kostnadsfria utöver skattebetalningar indirekt inte är det.

**Nyckelord: Hedonisk modell, huspriser, skolkvalitet, OLS, Malmö, Sverige**

## **Innehållsförteckning**

<b>1. Inledning</b>	<b>1</b>
<b>2. Hedonisk prissättning</b>	<b>4</b>
<b>3. Malmö kommun, skolor och bostadsmarknad</b>	<b>6</b>
<b>4. De ekonometriska modellerna</b>	<b>12</b>
<b>5. Data</b>	<b>16</b>
<b>6. Resultat</b>	
<b>6.1 Modellen med slutbetyg nionde klass</b>	<b>17</b>
<b>6.2 Modellen med testresultat nationella provet sjätte klass</b>	<b>23</b>
<b>7. Skolkvalitet och huspriser</b>	<b>28</b>
<b>8. Avslutande ord</b>	<b>33</b>
<b>Litteraturförteckning</b>	<b>34</b>

## ***Lista över figurer, funktioner och tabeller***

**Figur I** – Karta över distrikt

**Figur II** – Medelslutbetyg i nionde klass

**Figur III** – Medeltestresultat på nationella provet i sjätte klass

**Funktion I** – Grundfunktion, hedonisk prissättning

**Funktion II** – Generisk uppställning av modell

**Tabell I** – Disponibel medianinkomst 2011, 2004 års priser

**Tabell II** – Utlandsfödda, procentandel

**Tabell III** – Anmällda brott

**Tabell IV** – Medelslutbetyg nionde klass, medelvärde lärartäthet

**Tabell V** – Medeltestresultat nationella provet sjätte klass, medelvärde lärartäthet

**Tabell VI** – Deskriptiv statistik av variabler

**Tabell VII** – Modell 1. Resultat, modell med slutbetyg nionde klass

**Tabell VIII** – Modell 2. Resultat, modell med slutbetyg nionde klass, logaritmerad slutbetyg

**Tabell IX** – Modell 3. Resultat, modell med testresultat nationella provet

**Tabell X** – Modell 4. Resultat, modell med testresultat nationella provet, logaritmerat testresultat

## 1. Inledning

De svenska huspriserna har ökat 206 procent mellan åren 1995 och 2013 (SCB 2014a). Efter den senaste finanskrisen har mycket fokus getts till den svenska bostadsmarknaden där huvudfrågan huruvida den svenska bostadsmarknaden är övervärderad eller ej stått i centrum. De makroekonomiska faktorerna som påverkar huspriserna får därmed mycket fokus, medan de mikroekonomiska faktorerna inte blir lika uppmärksammade. De mikroekonomiska faktorerna kan bli modellerade med den hedoniska prissättningsmetoden, där huspriserna bestäms av kostnaderna av de karaktäristiska ett hus består av. Sådana karaktäristiska är, till exempel, boyta, tomtstorlek och om fastigheten har en pool eller ej. En faktor som börjat få allt mer uppmärksamhet i länder så som USA, Storbritannien och Australien är närheten till, och kvaliteten av, skolor i närområdet vilket medför att litteraturen som använder den hedoniska prissättningsmodellen i dessa länder är omfattande (se exempelvis Brasington 1999; Clark & Herrin 2000; Davidoff & Leigh 2008; Gibbons & Machin 2006). Även om modellspecifikationerna varierar råder stark konsensus angående resultaten, nämligen att skolor påverkar bostadspriserna. Till skillnad från dessa nämnda länder är skolornas påverkan på huspriser är ett område som är tämligen outforskat i Sverige.

Det svenska skolsystemet förändrades 1992 då det fria skolvalet infördes och privata aktörer fick möjlighet att starta skolor (Skolverket 2013f; Malmberg et al. 2012). Det fria skolvalet ersatte ett system som utgick från närhetsprincipen, det vill säga att elever var tvungade att gå på den skola som gavs av det upptagningsområde hushållets bostad låg i. Det fria skolvalet har således möjliggjort att hushållen själva kan bestämma val av skola. Till följd av denna skolreform går drygt tretton procent av de svenska grundskoleeleverna på privata grundskolor och möjligheten att välja skola utnyttjas i viss mån av hushållen (Friskolornas riksförbund 2014; Skolverket 2013e). I denna studie utvärderas effekten av offentliga grundskolor på huspriser i Malmö kommun. Då majoriteten av de svenska eleverna går på offentliga grundskolor utelämnas privata grundskolor i denna studie.

Den svenska skolkvaliteten har blivit ett brett diskuterat ämne de senaste åren. OECD mäter elevers kunskapsnivåer i OECD-länderna med sitt PISA-test vilket testar elevernas kunskaper i matematik, läsförståelse och naturkunskap (Skolverket 2014a).

De svenska elevernas kunskapsnivå var över medelvärdet i OECD-länderna år 2000, men idag placerar sig de svenska femtonåringarna under medelvärdet i alla tre ämnen (Skolverket 2013a). Detta faktum är något som fått stort utrymme i media och de svenska skolornas kvalitet får än mer utrymme då det är valår 2014. Detta konfirmeras av en nyligen utförd undersökning som visar att de svenska skolorna utpekas som en av de viktigaste frågorna till detta årets riksdagsval (Rosén 2014). På grund av detta riktas mer fokus från föräldrar, och därmed hushållen som är potentiella husköpare, mot skolorna och dess kvalitet vilket gör det rimligt att misstänka att närliggande skolor påverkar huspriserna. Om kvaliteten i de offentliga grundskolorna påverkar huspriserna är det befogat att undra om de svenska offentliga grundskolorna verkligen är kostnadsfria.

Denna studies fokus ges till husprissättningen i Malmö kommun, Skåne. Tvärsnittsdata bestående av husannonser insamlade i mars 2014 med hjälp av webbsidan Hemnet.se används. Två huvudmodeller skattas där den första modellen mäter skolkvalitet genom medelvärdet på avgångsbetyg i nionde klass, och den andra modellen mäter skolkvalitet genom medelvärdet på testresultat på nationella provet i sjätte klass. Vidare kommer lärartäthetens inkluderas i båda modellerna för att undersöka dess påverkan på huspriserna.

Ett mått för att mäta skolkvalitet som ofta används i litteraturen är olika former av kunskapsprov, men även om detta mått ofta används argumenterar Brasington (1999) att få empiriska undersökningar har gjorts där kunskapsprovets mätbarhet jämförs mot andra mått av skolkvalitet. Denna åsikt kan anses överdriven då flera studier existerar med huvudmålet att utvärdera vilka mått av skolkvalitet som är mest lämpliga. För att utvärdera lämpligheten i måtten på skolkvaliteten används flertalet tillvägagångssätt där olika modeller och specifikationer undersöks. Flertalet mått har funnits vara signifikanta. Bland mått på skolkvalitet som har funnits signifikanta är, utöver kunskapsprov, kostnad per elev, lärartäthet, lärarlöner, andel godkända elever och prestationsindex (Brasington 1999; Seo & Simons 2009). Andra mått utöver kunskapsprov som ofta används är betyg och betygsmål. De mått som använder sig av skolors prestation, exempelvis kunskapsprov och betyg, är de mått som generellt sett är signifikanta och effekterna från dessa skolkvalitetsmått på huspriser är påtagliga (Figlio

& Lucas 2004; Downes & Zabel 2002; Hayes & Taylor 1996; Segdley et al. 2008; Rosenthal 2003). Exempelvis finner Davidoff och Leigh (2008) att huspriserna ökar med sju procent om provresultaten ökar med tio procent i Australien. Brasington och Haurin (1996) fann liknande resultat där bostadspriserna ökade med fem procent om provresultaten ökade med tio procent. Dessa resultat indikerar att bostadsmarknaden reagerar mycket vid förändringar i provresultat. Ett mått på elevers prestation som används i artiklar från Storbritannien är hur många elever som når upp till kunskapsmålen som regeringen har fastslagit. Det har visats att för varje ytterligare tio procent elever som når upp till kunskapsmålen ökar bostadspriserna mellan tre till 6,7 procent (Gibbons & Machin 2003; Gibbons & Machin 2006). Många studier föredrar att använda mått på skolprestation, men insatsfaktorer i skolor så som föräldrainsatser, kamrateffekter och lärartäthet har visat sig ha signifikant effekt på bostadspriser (Brasington & Haurin 2009; Clark & Herrin 2000). Även om dessa resultat självfallet har betydelse, så är signifikanta resultat på insatsfaktorer i skolor färre än signifikanta resultat på skolprestationsvariabler. Vidare har studier funnit resultat att populära skolor innehar ett premium, en osynlig kostnad, jämfört med mindre populära skolor (Leech & Campos 2003; Gibbons & Machin 2006). Avslutningsvis så är tendensen tydlig i litteraturen, skolor påverkar bostadspriserna.

Denna studie finner att skolkvaliteten, mätt i slutbetyg i nionde klass och testresultat på nationella provet i sjätte klass, påverkar huspriserna i olika stor omfattning beroende på om betygsvariabeln är logaritmerad eller ej. Eftersom estimaten från de logaritmerade betygsvariablerna ligger i linje med andra studier tyder detta på att ett prestationspremium kopplat till offentliga grundskolor existerar i Malmö kommun. Lärartätheten är svårare att analysera då denna variabel endast är signifikant i tre av åtta skattade modeller. Detta pekar på att lärartätheten som skolkvalitetsinstrument inte är lika lämpligt som visas i andra studier.

Dispositionen är upplagd enligt följande. I sektion två behandlas teorin om hedonisk prissättning och i sektion tre följer bakgrundsfakta om Malmö kommun och dess skolor. I sektion fyra framförs modellerna som skattas och vilka variabler som är insamlade medan datainsamlingen diskuteras i sektion fem. Resultaten presenteras i sektion sex och djupare diskussion förs i sektion sju. Avslutande ord ges i sektion åtta.

## 2. Hedonisk prissättning

Den hedoniska prissättningsmetoden appliceras i flertalet forskningsfält så som bostadsmarknaden, i utvärdering av kostnader kopplade till miljö och hur hushållen värderar infrastruktursatsningar (se exempelvis Freeman 1979; Lipscomb 2003). Sherwin Rosen formaliserade teorin för hedonisk prissättning 1974. Enligt Rosen är den hedoniska prissättningsmetoden byggd på implicita marginalpriser. Definitionen på ett hedoniskt pris blir därför summan av de implicita marginalpriserna som ges av attributen en vara består av. Rosen argumenterar således att varje attribut i en bostad kommer addera ett värde i enlighet med köparnas preferenser, och dessa sammanslagna värden skapar priset på bostaden (ibid). Under antagandet att konsumenter är pristagare på bostadsmarknaden så ställs hushållen inför en stor mängd marginalpriser för alla attribut bostäderna på marknaden innehar (Freeman 1979). Då bostäder på marknaden visar olika priser tyder detta på att bostadsmarknaden inte är en homogen marknad bestående av en vara, utan snarare en heterogen marknad bestående av flera sorters bostäder bestående av olika sammansättningar av attribut (Rosen 1974).

Genom detta sätt att se bostadsprissättning och bostadsmarknaden visar det att hushållen nyttomaximerar vid ett bostadsköp då hushållen köper en bostad med de attribut som maximerar hushållens förväntade nytta givet sin budgetrestriktion (Rosen 1974). Hushållens nyttomaximering leder således till att hushållen bosätter sig på specifika platser i specifika bostäder som ger mest nytta under förutsättning av att budgetrestriktionen håller (Freeman 1979; Tiebout 1956). Då hushållens preferenser är olika så värderar exempelvis en del hushåll närhet till staden högre medan andra hushåll värderar närheten till naturen högre. Detta betyder att en mer diversifierad bostadsmarknad med flera olika varianter av bostäder, med olika sammansättningar av attribut, kommer leda till att fler hushåll har möjlighet att nå sin maximala nyttonivå givet sin budgetrestriktion (Tiebout 1956).

För att kunna bilda en hedonisk prissättningsmodell för bostadsmarknaden behövs flera antaganden. Det första antagandet bygger på att det råder perfekt information gällande bostäders sammansättning av attribut (Clark & Herrin 2000). Detta betyder att alla hushåll har fullständig information gällande bostäderna. Det andra antagandet säger att inga transaktionskostnader uppstår på bostadsmarknaden vilket betyder att full mobilitet



på bostadsmarknaden råder (ibid). Det tredje antagandet säger att bostäder med olika sammansättningar av attribut är ute på marknaden kontinuerligt över tiden, vilket betyder att tillgängliga bostäder på bostadsmarknaden inte är homogena (ibid). Detta är essentiellt antagande för att utan detta antagande hade inga prisskillnader mellan bostäder uppstått (Keskin 2008). För att den hedoniska prissättningsmodellen skall vara applicerbar antages att hushållens preferenser är heterogena. Görs inte detta antagande om hushållens preferenser så hade hushållens värdering av bostäder varit lika vilket lett till att inga prisskillnader hade uppstått (ibid). Med hjälp av dessa antaganden kan en modell skapas för att undersöka om skolors kvalitet påverkar huspriserna, vilket leder till följande prissättningsmodell

$$Pris_i = F(HQ_i, NQ_i, SQ_i) \quad (I)$$

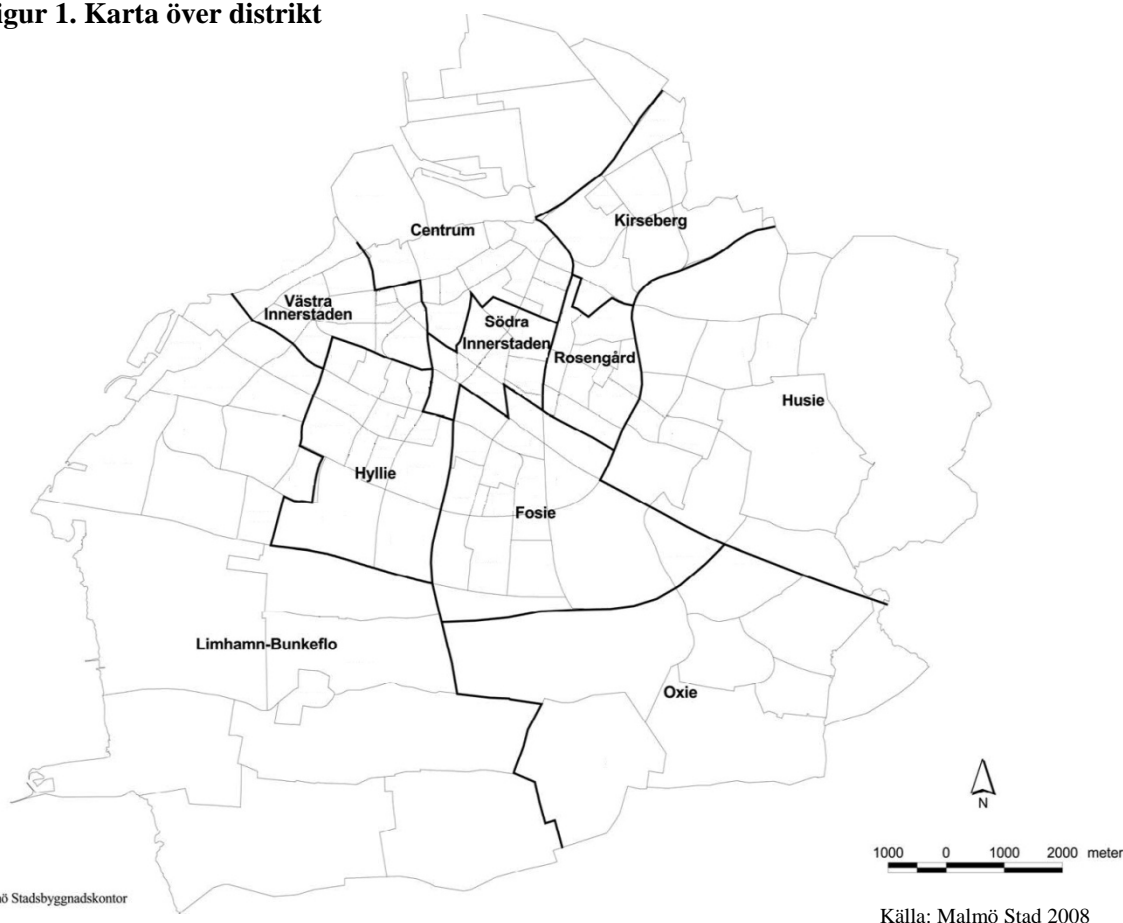
där HQ, NQ och SQ står för olika vektorer av attribut som bostäder består av. HQ står för bostadsattribut, NQ står för områdesattribut och SQ står för skolattribut. Enbart en av dessa vektorer är direkt anknuten till bostaden vilket betyder att skapandet av ett bostadspris består av fler faktorer som går att finna utanför bostaden (Freeman 1979). I funktion (I) består HQ av de attribut som är direkt anknutna till bostaden. Bostadsattribut som återkommande nämns i litteraturen är bland annat bostadens ålder, bostadens ålder upphöjt till två för kontroll av icke-linjära effekter, bostadens storlek, tomtstorlek, antal rum, eldstad och pool, vilka är attribut som tillhör termen HQ (se exempelvis Haurin & Brasington 1996; Clark & Herrin 2000; Segdley et al. 2008). Områdesattribut som omnämns i litteraturen som förelås inkluderas i termen NQ är exempelvis medianinkomster i område, medelålder i område, antalet utlandsfödda och närheten till stadskärnan (se exempelvis Hayes & Taylor 1996; Haurin & Brasington 1996; Downes & Zabel 2002). De föreslagna skolattribut som skall inkluderas i SQ beror på studiens kontext och vad som skall undersökas. Skolattribut som föreslås ha god förklaringskraft är bland annat provresultat, mervärdesmått, skolbudgets och lärartäthet (se exempelvis Clark & Herrin 2000; Brasington 1999; Hayes & Taylor 1996; Seo & Simons 2009).

### 3. Malmö kommun, skolor och bostadsmarknad

Malmö kommun är den tredje största kommunen i Sverige med 312 994 invånare, i vilken Malmö är huvudorten (SCB 2014b). Malmö ligger nära vattnet då staden angränsar till Öresund i väst och närheten till Danmarks huvudstad Köpenhamn är påtaglig sedan Öresundsbron byggdes. I kommunen finns många nationaliteter representerade. Drygt 170 olika nationaliteter bor i kommunen och cirka 31 procent av befolkningen är födda utanför Sverige (Malmö Stadskontor 2013a).

Kommunen består av flera distrikt<sup>1</sup> och ges av Centrum, Västra Innerstaden, Södra Innerstaden, Kirseberg, Limhamn-Bunkeflo, Hyllie, Fosie, Rosengård, Husie och Oxie.

**Figur 1. Karta över distrikt**



<sup>1</sup> Definitionen av distriktet ändrades den första juli 2013 då antalet distrikt krymptes från tio till fem (Boplats Syd 2013). Då denna definition är påtagligt ny är tillgänglig data enligt den gamla definitionen vilket är anledningen till den gamla distriktsdefinitionen används istället.

Distrikten påvisar stora skillnader beträffande inkomstnivåer, antalet utlandsfödda och brottslighet. Medianen för real disponibel inkomst enligt 2004 års priser presenteras i Tabell I nedan. Disponibel medianinkomst för Malmö kommun i sin helhet var 184 708 kronor 2011. Noterbart är att nivåerna för disponibel inkomst skiljer sig nämnvärt mellan de olika distrikten. Det fattigaste distriktet Rosengård har 112 741 kronor i disponibel medianinkomst medan det rikaste distriktet Limhamn-Bunkeflo har 243 754 kronor i disponibel medianinkomst. De fattigare distriktens invånare är till större andel födda utomlands jämfört med de rikare distrikten (se Tabell II).

**Tabell I. Disponibel medianinkomst 2011, 2004 års priser**

<b>Distrikt</b>	<b>Disponibel medianinkomst, 2004 års priser</b>
Centrum	191 720
Södra Innerstaden	148 721
Västra Innerstaden	221 770
Limhamn-Bunkeflo	243 754
Hyllie	174 581
Fosie	140 189
Oxie	209 341
Rosengård	112 741
Husie	224 531
Kirseberg	179 734
<b>Malmö kommun</b>	<b>184 708</b>

Källa: Malmö Stad a

**Tabell II. Utlandsfödda, procentandel**

<b>Distrikt</b>	<b>Procent utlandsfödda</b>
Centrum	26
Kirseberg	31
Rosengård	61
Husie	21
Fosie	49
Oxie	24
Limhamn-Bunkeflo	16
Hyllie	34
Södra Innerstaden	34
Västra Innerstaden	14
<b>Totalt</b>	<b>31</b>

Källa: Malmö Stadskontor  
2013b

Stora skillnader gällande brottslighet finns också i distrikten, oavsett om brott mot egendom eller brott mot på person analyseras (se Tabell III). Antal brott är dock inte tydligt korrelerat med varken inkomstnivåer eller antal utlandsfödda i distrikten. Distriktet Centrum som är över medel i disponibel medianinkomst men under medel av utlandsfödda hade flest anmälda brott, oavsett om brott mot egendom eller person tas i beaktning. Rosengård som har lägst disponibel medianinkomst men högst andel utlandsfödda ligger lägre på listan av anmälda brott i jämförelse med flertalet av de andra distrikten.

**Tabell III. Anmälda brott**

<b>Distrikt</b>	<b>Brott mot egendom</b>	<b>Brott mot person</b>
Centrum	11709	2405
Kirseberg	1624	561
Rosengård	2093	1016
Husie	1725	442
Fosie	3914	1698
Oxie	889	305
Limhamn-Bunkeflo	4237	1882
Hyllie	3537	931
Södra Innerstaden	6176	1587
Västra Innerstaden	2957	537

Källa: BRÅ 2014

Som går att se i Tabell III så skiljer sig nivån på anmälda brott mycket mellan distrikten. Det som framgår tydligt är att antalet anmälda brott är mer förekommande i de centrala delarna av kommunen.

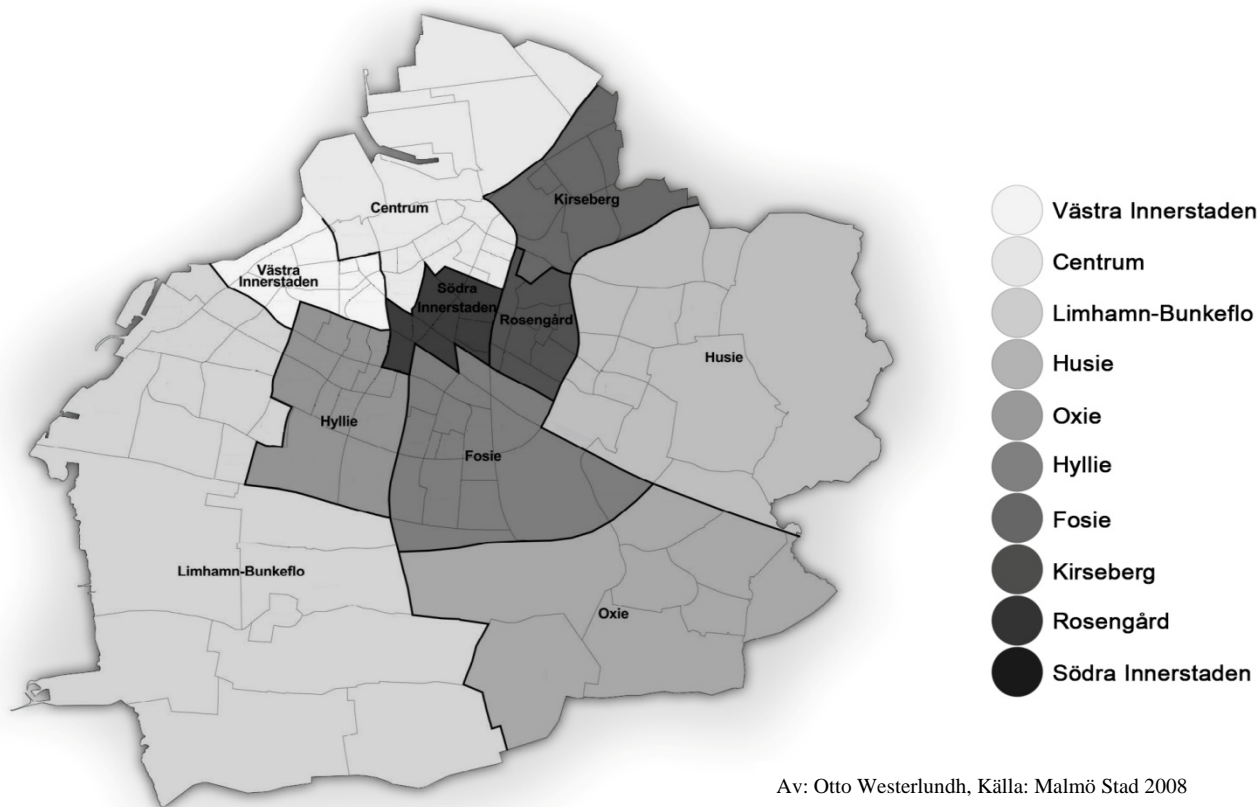
Malmö kommun har omkring sjuttio grundskolor som är placerade i olika områden i kommunen (Malmö Stad 2014). Grundskolor hålls i både offentlig och privat regi, men

majoriteten, omkring 86,9 procent, av de svenska eleverna går i offentlig grundskola (Skolverket 2013b; Friskolornas Riksförbund 2014). Grundskolan täcker första till nionde klass. Offentliga skolor arbetar enligt upptagningsområde, vilket betyder att barn inom upptagningsområdet har en reserverad utbildningsplats (Malmö Stad b). Vill en elev gå på en annan kommunal skola än den hemskola som erbjuds enligt upptagningsområdet används ett kösystem (Malmö Stad c). Storleken på upptagningsområdena varierar och bestäms av skolornas storlek, det vill säga hur många utbildningsplatser skolorna har (Malmö Stad b).

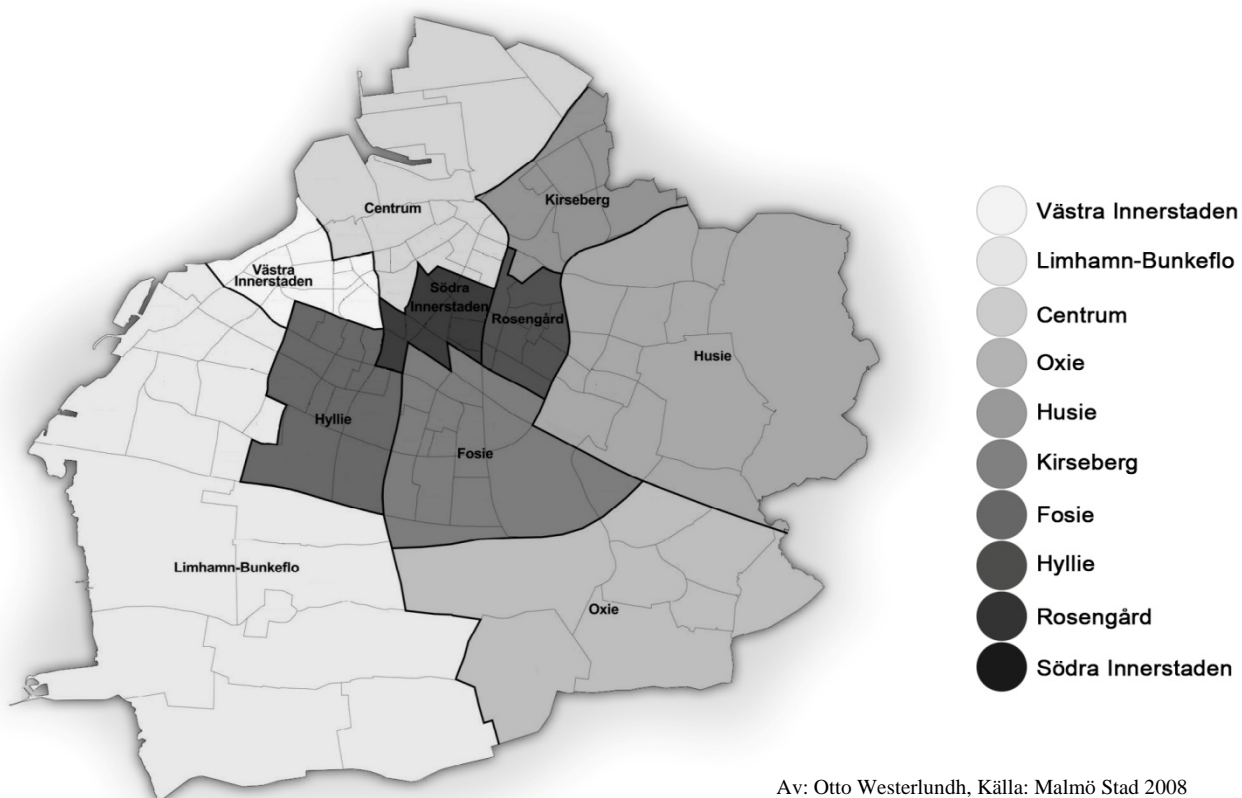
Elevers kunskapskrav bestäms av nationella läroplaner vilka ges ut av Skolverket och dessa läroplaner agerar som ett stöd i skolors arbete (Skolverket 2013b). Då elever betygsätts med hjälp av dessa nationella läroplaner möjliggör detta att skolor kan jämföras och utvärderas sinsemellan hur väl deras elever presterar. Skolor kan också jämföras med hjälp av de nationella proven vilka ges främst i grundskolan (Skolverket 2013c). På grund av att dessa prov är likadana i hela Sverige, möjliggör även det nationella provet att skolor kan utvärderas och jämföras. Eftersom elevers kunskaper och nationella provet är betygssatta enligt nationella riktlinjer, skapas två variabler som går att använda som mått på skolors utbildningskvalitet. Betygssättningen för kurser och nationella provet sätts enligt skalan A till F, där A är bäst och F är underkänt (Skolverket 2014b). Av statistiska skäl så ges ett nummer för varje betyg av Skolverket, och dessa nummer används i denna studie.

I figurerna nedan visas medelbetygen i varje distrikt, där Figur II visar medelbetyget i nionde klass medan Figur III visar medelresultat på nationella provet i sjätte klass. Gråskalor används där den ljusaste grå betyder bäst medelbetyg, och den mörkaste grå betyder sämst medelbetyg. Båda figurerna tyder på liknande tendenser. De distrikt som innehar högst medelbetyg är främst de distrikt som visar de högsta nivåerna av disponibel inkomst i kommunen, nämligen Västra Innerstaden, Centrum och Limhamn-Bunkeflo. De två distrikten med lägst disponibel inkomst, Rosengård och Södra Innerstaden, påvisar lägst medelbetyg oavsett om slutbetyg i nionde klass eller betyg på nationella provet jämförs. I Tabell IV och V ges medelbetyg och lärartäthet i siffror.

**Figur II. Medelslutbetyg i nionde klass**



**Figur III. Medeltestresultat på nationella provet i sjätte klass**



**Tabell IV. Medelslutbetyg nionde klass, medelvärde lärartäthet**

<b>Distrikt</b>	<b>Medelbetyg</b>	<b>Medelvärde, lärartäthet</b>
Västra Innerstaden	250,60	11,70
Centrum	227,70	15,10
Limhamn-Bunkeflo	225,46	15,60
Husie	220,13	14,70
Oxie	208,70	11,90
Hyllie	202,85	13,20
Fosie	196,65	12,80
Kirseberg	184,60	11,50
Rosengård	169,70	13,50
Södra Innerstaden	138,90	10,00

Källa: Skolverket 2014c, d

**Tabell V. Medeltestresultat nationella provet sjätte klass, medelvärde lärartäthet**

<b>Distrikt</b>	<b>Medeltestresultat</b>	<b>Medelvärde, lärartäthet</b>
Västra Innerstaden	15,75	11,70
Limhamn-Bunkeflo	14,66	15,40
Centrum	13,80	13,74
Oxie	13,58	15,44
Husie	13,44	15,20
Kirseberg	12,91	12,05
Fosie	12,19	12,69
Hyllie	11,31	13,03
Rosengård	10,93	9,80
Södra Innerstaden	8,70	10,00

Källa: Skolverket 2014d, e

Bostadsmarknaden i Malmö visar inga självklara tecken på fortsatt stigande bostadspriser. Mellan mars 2013 till mars 2014 förblev huspriserna oförändrade, medan bostadsrättspriserna ökade åtta procent (Svensk Mäklarstatistik 2014). Detta betyder att Malmö särskiljer sig från riksvärden där huspriserna ökade fem procent och bostadsrättspriserna ökade sju procent under samma period (ibid). Länsstyrelsen i Skåne har utvärderat bostadssituationen och bostadsmarknadens framtid i Skåne. De finner bland annat att bostadsbrist råder i Malmö kommun (Länsstyrelsen Skåne 2013). Bristen på bostäder härleds till ökad inflyttning då kommunens invånare ökade med 5 200 stycken under 2013 och att bostadsbyggandet har minskat till följd av rådande lågkonjunktur (ibid; Länsstyrelsen 2009; Malmö Stad e). När Öresundsbron stod klar år 2000 valde många danskar att flytta till Sverige på grund av höga bostadspriser i Köpenhamn (Länsstyrelsen Skåne 2014). Inflyttning av danskar kulminerade 2006-2007 men har sedan dess avtagit. Anledningen till att inflyttningen av danskar till Sverige minskat och utflyttning av danskar hem till Danmark ökat förklaras av att bostadspriserna i framför allt Köpenhamn minskat på grund av rådande lågkonjunktur (ibid).

#### **4. De ekonometriska modellerna**

För att undersöka om offentliga grundskolors kvalitet påverkar huspriserna kommer två huvudmodeller att skattas. En modell där slutbetyget i nionde klass används som instrument för skolkvalitet och en modell där betyget från nationella provet i sjätte klass används som instrument för skolkvalitet. Lärartätheten inkluderas även i båda modeller för att undersöka om detta instrument för skolkvalitet har förklaringskraft på huspriserna. Som beroende variabel används logaritmen av huspriser. Modellspecifikationen som används efterföljer bland annat Clark och Herrin (2000) och Downes och Zabels (2002) anda då modellen är semilogaritmisk. Downes och Zabels logaritmerar betygsvariabeln, vilket inte Clark och Herrin gör. Därför skattas två versioner av samma modell, en modell då betygsvariabeln är i grundform<sup>2</sup> och en modell då betygsvariabeln är logaritmerad. I första skedet kommer ett allmänt tillvägagångssätt användas vid byggandet av modellerna då många oberoende variabler

---

<sup>2</sup> Insamlad enhet.



kommer inkluderas. Därefter kommer modellerna reduceras från insignifikanta variabler. Detta leder till en generisk funktion enligt följande

$$\ln(\text{pris})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{skolbetyg}_i + \beta_2 \text{lärartäthet}_i + \beta_3 \text{boarea}_i + \beta_4 \text{ålder}_i + \beta_5 \text{ålder}^2_i + \beta_6 \text{avstånd till havet}_i + \beta_7 \text{brottslighet}_i \dots + \beta_n \text{andra variabler}_i + \varepsilon_i \quad (\text{II})$$

Deskriptiv statistik av variablerna i sin helhet ges nedan i Tabell VI.

Skolvariablerna ingår i SQ i funktion (I) och ges av medelslutförskott per skola i nionde klass, medelbetyg på nationella provet i sjätte klass och lärartäthet i respektive skola. Medelslutförskottet i nionde klass baseras på det slutförskott som senare används som sökunderlag inför gymnasiet. Medelbetyget på nationella provet ges av medelvärdet av provresultaten i ämnena svenska, matematik och engelska. Då provresultat för svenska som modersmål inte finns tillgängligt på alla skolor används provresultatet från svenska som andraspråk istället. Varför dessa två mått används ges av flertalet anledningar. En viktig anledning är på grund av tillgänglighet för hushållen. Betygsmedelvärden finns lättillgängliga för allmänheten då Skolverket samlar in dessa data och presenterar dem på sin hemsida (se Skolverket 2014c, 2014d, 2014e). Andra mått för skolkvalitet så som mervärdesmått är svårare att samla in och därigenom svårare för hushållen att ta del av, till skillnad från betygsnivåer som är lättåtkomliga för hushållen. Då hushållen använder den information som finns tillgänglig för att skapa sig en uppfattning om priser på hus, fungerar betygsmedelvärden som rimliga instrument för skolors kvalitet (Downes & Zabel 2002). Skolverket samlar även in andra data från skolor, men de data som är lättast att jämföra och ta till sig är data för medelbetygen. Medelbetygen är även det media vanligtvis presenterar för att beskriva skolors kvalitet. Exempelvis tillhandahåller Sveriges Television en tjänst<sup>3</sup> för detta. En annan anledning varför betyg används som instrument för skolkvalitet i denna studie är för att det är det instrument som blivit funnit som ett av de bättre instrumenten för att mäta skolkvalitet (se exempelvis Davidoff & Leigh 2008; Seo & Simons 2009; Brasington 1999; Nguyen-Hoang & Yinger 2011; Hayes & Taylor 1996). Varje hus sammankopplas med det medelbetyg och den lärartäthet som råder på den skola som huset tillhör genom skolornas upptagningsområde. Vidare görs ingen uppdelning av testresultat på grund av kön.

---

<sup>3</sup> <http://pejl.svt.se/skola/>

**Tabell VI. Deskriptiv statistik av variabler**

<b>Variabler</b>	<b>Max</b>	<b>Min</b>	<b>Medel</b>	<b>SD</b>
Pris (x1000kr)	14 995	1 295	4 010	2238
Medelbetyg, nionde klass	250,60	138,90	217,27	24,05
Lärartäthet, nionde klass	16,80	10,00	13,99	1,88
Medelbetyg, nationella prov	16,03	8,70	13,76	1,67
Lärartäthet, sjätte klass	16,80	9,80	14,32	1,89
Radhus	1	0	0,30	0,46
Ålder	196	1	46,99	35,53
Boarea (kvm)	1 195	38	155,33	98,53
Biarea (kvm)	320	0	37,31	52,34
Tomtstorlek (kvm)	10 721	104	697,23	875,09
Plan	4	1	1,57	0,50
Rum	20	2	5,46	2,04
Badrum	5	1	2,11	0,59
Garage	1	0	0,53	0,50
Balkong	1	0	0,28	0,45
Eldstad	1	0	0,40	0,49
Bastu	1	0	0,17	0,36
Pool	1	0	0,08	0,27
Uterum	1	0	0,32	0,47
Uteplats	1	0	0,81	0,39
Driftkostnad	132 800	12 400	35 578	15 454
Medelpris, distrikt (x1000kr)	9 248	2 295	4 034	1 690
Utlandsfödda, %	61	14	23	11,5
Avstånd, centrum (km)	13,60	0,30	7,23	2,94
Avstånd, hav (km)	11,23	0,02	3,96	3,02
Disponibel medianinkomst	243 754	112 741	214 416	35 157
Brottslighet	14 114	1 194	4 510	2 590

För att kunna utvärdera om skolors kvalitet påverkar huspriser måste flertalet kontrollvariabler inkluderas i modellen. Dessa kontrollvariabler går under bostadsattribut, som ges av HQ i funktion (I), och områdesattribut, som ges av NQ i funktion (I). Valet av kontrollvariabler baseras på de artiklar som genomgåts. Närmare förklaring krävs av några av de inkluderade kontrollvariablerna. Ålder ges av byggåret vilket betyder att renoveringar inte tas i beaktning. Variabeln för ålder förväntas inneha icke-linjära effekter och därför inkluderas ålder upphöjt till två i modellen (se exempelvis Downes & Zabel 2002; Clark & Herrin 2000; Segdley et al. 2008). Biarea är den yta som återfinns i exempelvis källare och vind och som inte inkluderas i boarea. Driftkostnad i modellen består av kostnaden för uppvärmning, energi, vatten och så vidare. Driftkostnaden baseras på husets förra ägare vilket gör att kostnaden inte mäts på exakt samma sätt. Givet att ägarna inte har överkonsumerat exempelvis värme och energi fungerar driftkostnaden som ett rimligt instrument för kostnaden att bo i ett hus. Driftkostnaden kommer logaritmeras för att mäta elasticiteten. Avståndet till centrum inkluderas i modellen då längre bort från centrum betyder längre restider och högre transportkostnader (Haurin & Brasington 1996). Avståndet till havet inkluderas eftersom havsutsikt och närhet till havet är en faktor som säljer (egen uppfattning efter genomgång av annonser). Vidare inkluderas brottslighet i modellen och ges av antal anmälda brott. Brottslighet består av brott mot person och brott mot egendom, men då brott mot person och brott mot egendom är högt korrelerade så sammanslås dessa variabler för att undvika överflödig multikollinjäritet (Kennedy 2013).

Modellerna är estimerade med OLS. De senaste åren har kritik mot OLS framförts gällande spatial korrelation. Om spatial korrelation existerar betyder det att närliggande hus försäljningspriser påverkar prisbilden på andra hus i samma område. Detta leder till att residualerna i OLS-estimeringen visar systematisk variation och är således inte vitt brus (LeSage 1997). Clark och Herrin (2000) argumenterar för att spatial korrelation går att avhjälpa genom att addera en variabel som skall plocka upp effekten som annars kommer från försäljningspriser på närliggande hus. Därför inkluderas logaritmerat medelpris för hus i varje distrikt till modellen för att korrigera den spatiala korrelationen.

## 5. Data

Endast hus och radhus inkluderas i denna studie då det är rimligt att anta att hushåll med barn köper hus eller radhus snarare än enrumslägenheter. Data för hus och radhus samlades in manuellt, enhet för enhet, via hemsidan Hemnet<sup>4</sup>, vilket är den populäraste hemsidan för mäklarannonser i Sverige. Annonserat pris för varje husenhet används som instrument för det pris hushållen betalar för husenheterna. Detta görs då makrodata av husförsäljningar i Malmö kommun inte är av den omfattning som krävs för att göra denna typ av analys. En nackdel med att använda annonserat pris och inte försäljningspris uppkommer då försäljningspriset kan variera, både upp och ner, från annonserat pris. Emellertid är det rimligt att anta att mäklare har tillräcklig med erfarenhet av bostadsmarknaden för att annonserat pris i genomsnitt sammanfaller med försäljningspris. All information som krävs för denna typ av analys angavs inte explicit i mäklarannonserna. Detta problem övervanns genom att studera ritningar och fotografier av dessa objekt. Sex observationer fattades data för driftkostnad. Detta löstes genom att medelvärdet för driftkostnad användes i dessa sex observationer. Urvalet består av 173 observationer.

Skolverket tillhandahåller data för medelbetyg och lärartäthet genom deras webbverktyg Siris. Betygsinflation som diskuteras periodvis i media och i studier tas inte i åtanke. Data för antalet anmälda brott insamlades från officiell statistik tillhandahållen av BRÅ. Data för disponibla inkomster hämtades från Malmö kommuns hemsida.

Avståndsmåtten som krävdes för denna studie fanns inte tillgänglig för någon av observationerna. För att lösa detta problem användes Google Maps och Google Earth. Dessa verktyg tillhandahållna av Google möjliggjorde att manuell insamling av avståndsmåtten kunde göras. Denna metod är tidskrävande, men den var nödvändig att göra i denna studie. Avståndet till centrum baseras på cykelavståndet mellan husadressen och Stortorget i Malmö. Cykelavståndet används för att Malmö kommun arbetar mycket med att frammana mindre bilanvändning och mer cykling genom att bygga ut vägnätet för cyklar (Malmö Stad d). För att finna cykelavståndet matades varje husadress in manuellt i Google Maps. Avståndet till havet mättes manuellt genom att mäta fågelvägen från varje husadress till närmaste kustremsa. För att kunna tilldela en

---

<sup>4</sup> <http://www.hemnet.se>

skola till varje hus i urvalet användes Google Earth och kartor av upptagningsområden tillhandahållna av Malmö kommun. Genom att jämföra varje hus adress i Google Earth med kartorna för skolornas upptagningsområde kunde varje hus tilldelas en skola. Eftersom data för fåtalet skolor saknades togs dessa bostadsobservationer bort från urvalet. Efter datainsamlingen är gjord består urvalet för modellen med slutbetyg i nionde klass av 160 observationer medan modellen med nationella provet i sjätte klass består av 155 observationer.

## **6. Resultat**

### **6.1 Modellen med slutbetyg i nionde klass**

För att verifiera att modellen är lämplig görs ett Jarque-Bera test för normalitet<sup>5</sup> i feltermerna, ett Breusch-Pagan test för heteroskedasticitet<sup>6</sup>, kontroll för multikollinjäritet<sup>7</sup> och ett Ramsey RESET test för felspecificering av modellen. Då modellen lider av icke-normalfördelade feltermers skapas tre dummies för att uppta denna effekt, vilket löste problemet med icke-normalitet. Multikollinjäritet kontrolleras med variance inflation factor, VIF, där ett värde över tio är ett tecken på multikollinjäritet (Kennedy 2013). Variablerna för utlandsfödda och disponibel inkomst visar VIF-värde omkring sjuttio. Dessa variabler är dock endast kontrollvariabler och har låg korrelation med skolkvalitetsvariablerna och andra kontrollvariabler. På grund av detta lämnas dessa två variabler kvar i modellen, men lämnas utanför analysen. Modellen lider av heteroskedasticitet vilket resulterar i att modellen skattas med Whites robusta standardfel. Testet för felspecificering kan inte förkasta att modellen är rimligt specificerad. Vidare görs ett test för att kontrollera om medelslutbetyg upphöjt till två skall inkluderas för att mäta icke-linjära effekter, men detta kan inte styrkas. Resultatet för modellen visas nedan i Tabell VII.

---

<sup>5</sup> Om feltermerna inte är normalfördelade så är OLS-estimaterna fortfarande korrekta, men risk finns att standardfelen inte är lägst möjliga. Om detta är fallet riskerar diagnostiska tester att bli fel och andra estimeringsmetoder än OLS kan visa sig bättre (Verbeek 2013; Kennedy 2013).

<sup>6</sup> Om feltermerna är heteroskedastiska varierar standardfelen tillsammans med observationerna vilket gör diagnostiska test opålitliga (Kennedy 2013).

<sup>7</sup> Om multikollinjäritet finnes i modellen riskerar estimaterna bli fel och feltermerna höga (Verbeek 2013).

För att kontrollera att skolkvalitetsvariablerna är lämpliga reduceras modellen genom att ta bort alla insignifikanta variabler på tioprocentnivån. Om skolkvalitetsvariablerna fortfarande är signifikanta och inte förändras mycket indikerar detta att dessa variabler är konsekventa och rimligt estimerade i modellen. Tester för normalitet i feltermerna, heteroskedasticitet och felspecificering kontrolleras i likhet med grundmodellen. Den reducerade modellen lider fortfarande av heteroskedasticitet så även denna modell skattas med Whites robusta standardfel. Resultaten för den reducerade modellen presenteras nedan i Tabell VII.

Modellen med logaritmerad betygsvariabel genomgår samma tester för normalitet, heteroskedasticitet, felspecificering och utelämnade icke-linjär effekter från den logaritmerade betygsvariabel. Denna modell reduceras i likhet med föregående modell. Resultatet presenteras nedan i Tabell VIII.

Skolkvalitetsvariablerna som är denna studies fokus visar olika tendenser i de två huvudmodellerna. I modell 1 som analyserar grundformen av slutbetygsvariabeln i nionde klass förändras inte betygsvariabeln nämnvärt efter modellen reducerats vilket betyder att denna betygsvariabel inte påverkas nämnvärt av utelämnade variabler. Detta påvisar att medelslutbetyg från nionde klass i sin grundform är ett lämpligt mått av skolkvalitet. I modell 2 med logaritmerat slutbetyg förändras dock estimatet för betygsvariabeln mycket då estimatet nästan fördubblas. Detta påvisar att denna variabel plockar upp mycket effekter från borttagna variabler. En anledning till detta kan vara att medelpriset för hus i området har plockats bort vid modellreduceringen vari spatiala effekter kan påverka estimaten. Estimaten från de olika modellerna har olika stor förklaringskraft av huspriserna och effekten av dessa utvärderas på två olika sätt. För modell 1 förenklas tolkningen av estimatet för medelslutbetyget genom att utgå från ett exempel. Pondera ett huspris på 4 000 000 kronor, vilket är medelhuspriset i detta urval, och att medelslutbetyget ökar med en standardavvikelse, 24 poäng. Enligt estimatet från grundmodellen estimeras en prisökning om 3 132 kronor vilket är en procentuell ökning om drygt 0,078 procent. Enligt estimatet från den reducerade modellen estimeras en prisökning om 3 086 kronor, cirka 0,077 procent, till följd av samma betygshöjning.

**Tabell VII. Modell 1. Resultat, modell med slutbetyg nionde klass**

Variabel	Grundmodell		Reducerad modell	
	Koefficient <sup>8</sup>	Standardfel	Koefficient <sup>8</sup>	Standardfel
Intercept	6,865	7,218	9,739***	1,732
Dummy1	-0,625***	0,083	-0,643***	0,067
Dummy2	-0,809***	0,063	-0,756***	0,043
Dummy3	0,709***	0,062	0,700***	0,058
<b>Slutbetyg, nionde klass (x1000)</b>	<b>3,263***</b>	<b>0,001</b>	<b>3,215**</b>	<b>0,001</b>
<b>Lärartäthet (x100)</b>	<b>-4,386**</b>	<b>0,021</b>	<b>-2,189</b>	<b>0,019</b>
Radhus	-0,133***	0,033	-0,136***	0,034
Ålder (x1000)	-7,004***	0,001	-7,173***	0,001
Ålder <sup>2</sup> (x1000)	0,036	0,000	0,035***	0,000
Boarea (x1000)	0,189	0,000		
Biarea (x1000)	0,753**	0,000	0,573	0,000
Tomtstorlek (x1000)	0,063***	0,000	0,070***	0,000
Plan	0,076**	0,034	0,084**	0,032
Rum	0,022*	0,012	0,024**	0,010
Badrum	0,109***	0,030	0,105***	0,029
Garage (x1000)	0,488	0,034		
Balkong (x100)	-0,642	0,041		
Eldstad	0,081**	0,037	0,1048***	0,033
Bastu	0,121***	0,044	0,103**	0,046
Pool	0,127**	0,051	0,118***	0,044
Uterum	-0,049	0,033		
Uteplats	0,023	0,042		
ln(Driftkostnad)	-0,016	0,057		
ln(Medelpris, hus)	0,206*	0,109	0,320***	0,115
Utlandsfödda	0,070	0,860		
Avstånd, centrum	-0,025***	0,008	-0,020**	0,008
Avstånd, havet	-0,033**	0,014	-0,0358***	0,014
ln(Disponibel inkomst)	0,408	0,576		
Brottslighet (x1000)	0,023*	0,000	0,011	0,000
<b>Justerad R<sup>2</sup></b>	<b>0,874</b>		<b>0,861</b>	
Signifikansnivå: * = 10 %, ** = 5 %, *** = 1 %				
	<b>P-värde</b>		<b>P-värde</b>	
Jarque-Bera test	0,936		0,454	
Breusch-Pagan test	0,012		0,036	
Ramsey RESET test	0,455		0,473	
Omitted variable test	0,560			

<sup>8</sup> Då en del variabler är väldigt små multipliceras dessa med det tal inom parentes.

**Tabell VIII. Modell 2. Resultat, modell med slutbetyg nionde klass, logaritmerad slutbetyg**

Variabel	Grundmodell		Reducerad modell	
	Koefficient <sup>9</sup>	Standardfel	Koefficient <sup>9</sup>	Standardfel
Intercept	6,574	7,313	9,467***	0,863
Dummy1	-0,629***	0,084	-0,613***	0,201
Dummy2	-0,811***	0,063	-0,781***	0,194
Dummy3	0,708***	0,062	0,723***	0,198
<b>ln(Slutbetyg, nionde klass)</b>	<b>0,677***</b>	<b>0,255</b>	<b>1,169***</b>	<b>0,169</b>
<b>Lärartäthet</b>	<b>-0,043**</b>	<b>0,021</b>	<b>-0,056***</b>	<b>0,013</b>
Radhus	-0,134***	0,033	-0,146***	0,038
Ålder (x100)	-0,708***	0,001	-0,871***	0,001
Ålder <sup>2</sup> (x1000)	0,036***	0,000	0,036***	0,000
Boarea (x1000)	0,196	0,000		
Biarea (x1000)	0,761**	0,000	0,704*	0,000
Tomtstorlek (x1000)	0,063***	0,000	0,073***	0,000
Plan	0,076**	0,034	0,095***	0,036
Rum	0,022*	0,012	0,022**	0,010
Badrum	0,109***	0,031	0,117***	0,032
Garage (x1000)	-0,534	0,031		
Balkong (x100)	-0,622	0,041		
Eldstad	0,080**	0,037	0,105***	0,036
Bastu	0,121***	0,045	0,097**	0,045
Pool	0,126**	0,052	0,110*	0,058
Uterum	-0,048	0,033		
Uteplats	0,021	0,042		
ln(Driftkostnad)	-0,016	0,057		
ln(Medelpris, hus)	0,191	0,116		
Utlandsfödda	-0,253	0,908		
Avstånd, centrum	-0,025***	0,008	-0,016**	0,007
Avstånd, havet	-0,034**	0,014	-0,060***	0,008
ln(Disponibel inkomst)	0,216	0,602		
Brottslighet (x1000)	0,024*	0,000	0,022**	0,000
<b>Justerad R<sup>2</sup></b>	<b>0,847</b>		<b>0,828</b>	
Signifikansnivå: * = 10 %, ** = 5 %, *** = 1 %				
	<b>P-värde</b>		<b>P-värde</b>	
Jarque-Bera test	0,935		0,456	
Breusch-Pagan test	0,016		0,191	
Ramsey RESET test	0,455		0,223	
Omitted variable test	0,420			

<sup>9</sup> Då en del variabler är väldigt små multipliceras dessa med det tal inom parentes.



För modell 2 ges estimaten i elasticitet. I grundmodellen estimeras tio procent ökning av medelslubbetyget öka huspriset med 6,77 procent, medan i den reducerade modellen estimeras tio procent ökning av medelslubbetyget öka huspriset med 11,69 procent. Givet medelhuspriset 4 000 000 resulterar detta i estimerade prisökningar om 270 800 kronor alternativt 467 600 kronor. Då estimaten från modell 1 och modell 2 är besvärliga att göra jämföra görs en ytterligare modifiering av resultaten från modell 1. En standardavvikelse är 11,05 procent av medelbetyget i nionde klass. Detta leder till att 11,05 procent ökning av slubbetyg i nionde klass estimerar 0,078 procent, 3 100<sup>10</sup> kronor, ökning av huspriset givet medelhuspriset 4 000 000 kronor. Detta leder till att tio procent ökning i slubbetyg genererar 0,070 procent ökning i huspriser. Estimaten som ges av modell 1 är alltså betydligt mycket mindre än de som ges i modell 2 vilket visar att storleken på skolkvalitetens, som ges av medelslubbetyget, påverkan på huspriserna är högst tvetydig. Effekten av lärartätheten skiljer sig mellan de två modellerna. I modell 1 var lärartätheten signifikant i grundmodellen för att sedan bli insignifikant i den reducerade modellen. Estimatet påverkades också nämnvärt efter variabler reducerats. I modell två är estimaten för lärartätheten däremot signifikanta med förväntade tecken i båda grundmodellen och den reducerade modellen, dock påverkas detta estimat också en del av modellreduceringen. Estimatstorleken för lärartätheten skiljer sig också nämnvärt mellan modell 1 och modell 2. Då estimaten för medelslubbetyg och lärartäthet skiljer sig väldigt mycket i de olika modellerna leder till viss skepsis. Även om logaritmen av betygsmedelvärdet förminskar kraften av extremvärden blir effekterna på huspriserna väldigt stora. Tendensen att huspriserna i Malmö kommun påverkas av skolkvalitet när det mäts i medelslubbetyg är dock signifikant i båda modellerna, även efter reducering av modellerna har utförts. Vilket av måtten som förefaller mest lämplig är svårare att tyda. Estimatet för logaritmen av slubbetyg påverkades mycket av reduceringen i jämförelse med slubbetyg i dess grundform vilket är ett tecken på att estimatet för logaritmen av slubbetyg har plockat upp mycket effekter av utelämnade variabler. Detta kan vara ett tecken på att slubbetyg i sin grundform är ett bättre instrument för skolkvalitet. Vidare diskussion kring skolkvalitetsvariablernas påverkan på huspriserna förs i sektion sju.

---

<sup>10</sup> 3 100 kronor är en simplifiering då det ligger mellan värdet för grundmodellen och den reducerade modellen.

Estimaten för kontrollvariabler skiljer sig inte mycket mellan de två modellerna. Utöver att någon enstaka variabel blev insignifikant alternativt signifikant, så är storleken på estimaten någorlunda lika. Då det är kontrollvariabler diskuteras endast estimaten från modell 1, men resonemangen gäller i sin helhet även för modell 2.

Till skillnad från flera studier finnes boarean inte signifikant i varken grundmodellen eller den reducerade modellen (se exempelvis Haurin & Brasington 1996; Hayes & Taylor 1996; Keskin 2008). Detta kan bero på att boarea inte är avgörande för hushållen eftersom storleken på hus inte tenderar visa samma tendenser på extremvärden som går att finna i lägenheter. I ett sådant fall betyder det att antal rum och badrum har större betydelse. Denna tes stöds av faktumet att både antal rum och antal badrum är signifikanta på minst tioprocentnivån i båda grundmodellen och den reducerade modellen. Estimaten visar på förväntat tecken, nämligen att fler rum, och badrum, ökar huspriserna. Signifikanta resultat för antal rum och badrum går att finna i exempelvis Brasington (1999), Fields et al. (2013) och Seo och Simons (2009). Estimaten förändrades inte mycket vid reduktion. Givet medelpriset 4 000 000 kronor på ett hus och de lägsta estimaten från modellerna renderar varje extra rum enligt grundmodellen 885 kronor och varje extra badrum enligt den reducerade modellen 4 130 kronor. Biarean fanns signifikant på tioprocentnivån i grundmodellen medan i den reducerade modellen blev biarean funnen insignifikant, vilket kan bero på att variabeln kan ha fångat effekter från de borttagna modellerna. Estimaten för radhus visar förväntat tecken och är signifikant i både grundmodellen och den reducerade modellen. Husets ålder är signifikant och negativt och förändras en del vid reduktion av modellen. Den negativa effekten från ålder vägs delvis upp av faktumet att ålder upphöjt till två är signifikant och positivt. Detta kan tolkas som att husets ålder också innehar en charmfaktor vilket bidrar positivt på huspriset. Resultaten visar att eldstad, bastu och pool är signifikanta med förväntade tecken. Dessa estimat är förhållandevis stora jämfört med andra estimat. Det kan till exempel bero på att dessa variabler upptar effekter från utelämnade variabler, men det också bero på att hushållen värderar dessa attribut högt.

Områdesvariabler som finnes signifikanta på femprocentnivån är avståndet till centrum, avståndet till havet och logaritmen av medelhuspriset. Estimaten för avstånd till centrum påverkas av reduktionen och minskar drygt tjugo procent. För varje

kilometer längre bort från centrum skapar en prisminskning mellan 0,0199 till 0,0254 procent, beroende på använt estimat. Estimatet för avstånd till havet ökar nära åtta procent efter utförd reducering. För varje kilometer längre bort från havet minskar huspriserna mellan 0,0333 till 0,0359 procent. Variabeln för medelhuspriset är signifikant på tioprocentnivån i grundmodellen och på enprocentsnivån i den reducerade modellen. Estimatet påverkas mycket av modellreduceringen vilket är ett tydligt tecken på att denna variabel påverkas av borttagna variabler. Brottslighet visar sig vara signifikant på tioprocentnivån i grundmodellen, men insignifikant i den reducerade modellen.

Flertalet attribut blev inte funna signifikanta. Enligt denna modellspecificering kunde inget statistiskt samband hittas för husattributen garage, balkong, uterum, uteplats och driftkostnad. Variablerna för antalet utlandsfödda och disponibel inkomst utelämnas på grund av multikollinjäritet diskuterad ovan.

## **6.2 Modell med testresultat på nationella provet i sjätte klass**

Normalitet i feltermerna, heteroskedasticitet, multikollinjäritet och felspecificering kontrolleras. Då feltermerna är icke-normalfördelade skapas tre dummies för att lösa detta. Vidare är feltermerna heteroskedastiska så modellen skattas med Whites robusta standardfel. Multikollinjäritet mellan variabeln för antal utlandsfödda och disponibel inkomst återfinns även i denna modell, men precis som i resonemanget fört i sektion 6.1, lämnas variablerna kvar i modellen men utelämnas ur analysen. Modellen visar inte tecken på felspecificering. Slutligen kontrolleras om medeltestresultat upphöjt till två skall adderas till modellen, men detta kan inte styrkas. Resultatet för grundmodellen presenteras i Tabell IX nedan.

Modellen reduceras genom att alla insignifikanta variabler på tioprocentnivån tas bort från modellen för att kontrollera om skolkvalitetsvariablerna är konstanta. Normalitet i feltermerna, heteroskedasticitet och felspecificering kontrolleras än en gång. Feltermerna är normalfördelade och lider inte av heteroskedasticitet och det kan inte förkastas att modellen är rimligt specificerad. Resultatet för den reducerade modellen presenteras nedan i Tabell IX.

Samma procedur efterföljs för modellen med logaritmerat testresultat. Resultatet för grundmodellen och den reducerade modellen presenteras nedan i Tabell X.

I denna sektion där medeltestresultat på nationella provet analyseras reduceras ytterligare sex variabler jämfört med föregående sektion då slutförhållningen i nionde klass analyserades. Instrumenten för skolkvalitet visar sig vara något annorlunda jämfört med föregående sektion. Lärartätheten som visade sig tvetydig i föregående sektion är insignifikant i båda modell 3 och modell 4. Således påverkas inte estimatet för lärartäthet av att medeltestresultatet logaritmeras utan förblir insignifikant. Estimatet för medeltestresultatet är signifikant och påverkas inte mycket av att reducering utförs av modellerna, vilket gäller både för modellen med testresultat i sin grundform och för modellen med logaritmen av testresultat. Detta är ett bra tecken då det tyder på att estimaten inte påverkas nämnvärt av utelämnade variabler. Med modell 3 i åtanke, antag att testresultatet ökar en standardavvikelse, 1,67 poäng. Givet medelpriset för hus i urvalet på 4 000 000 kronor renderar detta en prisökning om 3 479 kronor i grundmodellen, och 3 580 kronor i den reducerade modellen. De procentuella ökningarna är i detta fall 0,087 procent, respektive 0,090 procent. Estimatet i modell 4 tolkas i form av elasticitet. Givet att medeltestresultatet ökar med tio procent estimeras huspriset öka 6,61 procent enligt grundmodellen och 6,43 procent enligt den reducerade modellen. Givet medelpriset 4 000 000 kronor estimerar grundmodellen att huspriset ökar 264 400 kronor medan den reducerade modellen estimerar att huspriset skall öka 257 200 kronor. Då estimaten för modell 3 och modell 4 ges i olika mått modifieras resultaten från modell 3. En standardavvikelse i medeltestresultatet på nationella provet är 12,14 procent av medeltestresultatet. Detta leder till att en ökning om 12,14 procent i medeltestresultat estimerar öka huspriset 0,088 procent, givet en husprisökning om 3 500<sup>11</sup> kronor och medelhuspriset 4 000 000 kronor. Detta leder till att tio procent ökning i testresultat genererar cirka 0,072 procent ökning i huspriser. I likhet med modellen som analyserar medelslutförhållningen i nionde klass, sektion 6.1., så är estimaten betydligt mycket större när modellen skattas med logaritmen av testresultat istället för testresultat i sin grundform.

---

<sup>11</sup> 3 500 kronor är en simplificering då det ligger mellan värdet för grundmodellen och den reducerade modellen.

**Tabell IX. Modell 3. Resultat, modell med testresultat nationella provet**

Variabel	Grundmodell		Reducerad modell	
	Koefficient <sup>12</sup>	Standardfel	Koefficient <sup>12</sup>	Standardfel
Intercept	17,426**	8,777	5,948***	0,863
Dummy1	-0,878***	0,085	-0,752***	0,199
Dummy2	-0,657***	0,088	-0,632***	0,199
Dummy3	0,769***	0,087	0,632***	0,200
<b>Betyg, nationella provet</b>	<b>0,052***</b>	<b>0,017</b>	<b>0,054***</b>	<b>0,013</b>
<b>Lärartäthet (x100)</b>	<b>0,364</b>	<b>0,020</b>		
Radhus	-0,149***	0,035	-0,153***	0,038
Ålder (x1000)	-6,372***	0,001	-7,903***	0,001
Ålder <sup>2</sup> (x1000)	0,033***	0,000	0,042***	0,000
Boarea (x1000)	0,094	0,000		
Biarea (x1000)	0,349	0,000		
Tomtstorlek (x1000)	0,056***	0,000	0,053***	0,000
Plan (x100)	0,960	0,042		
Rum	0,028**	0,012	0,033***	0,010
Badrum	0,125***	0,033	0,126***	0,033
Garage	-0,015	0,036		
Balkong	0,032	0,046		
Eldstad	0,059	0,041		
Bastu	0,155***	0,046	0,166***	0,044
Pool	0,147***	0,054	0,158**	0,061
Uterum	-0,022	0,039		
Uteplats	0,062	0,052		
ln(Driftkostnad) (x100)	0,840	0,061		
ln(Medelpris)	0,260***	0,096	0,557***	0,062
Utlandsfödda	-1,342	0,996		
Avstånd, centrum	-0,033***	0,009	-0,037***	0,007
Avstånd, havet	-0,014	0,013		
ln(Disponibel inkomst)	-0,569	0,678		
Brottslighet (x1000)	0,022	0,000		
<b>Justerad R<sup>2</sup></b>	<b>0,873</b>		<b>0,842</b>	
Signifikansnivå: * = 10 %, ** = 5 %, *** = 1 %				
	<b>P-värde</b>		<b>P-värde</b>	
Jarque-Bera test	0,225		0,421	
Breusch-Pagan test	0,020		0,163	
Ramsey RESET test	0,584		0,071	
Omitted variable test	0,866			

<sup>12</sup> Då en del variabler är väldigt små multipliceras dessa med det tal inom parentes.

**Tabell X. Modell 4. Resultat, modell med testresultat nationella provet, logaritmerat testresultat**

Variabel	Grundmodell		Reducerad modell	
	Koefficient <sup>13</sup>	Standardfel	Koefficient <sup>13</sup>	Standardfel
Intercept	18,137**	9,049	4,728***	0,769
Dummy1	-0,877***	0,085	-0,744***	0,200
Dummy2	-0,654***	0,088	-0,626***	0,200
Dummy3	0,767***	0,087	0,624***	0,201
<b>ln(Betyg, nationella provet)</b>	<b>0,661***</b>	<b>0,217</b>	<b>0,643***</b>	<b>0,165</b>
<b>Lärartäthet (x100)</b>	<b>0,242</b>	<b>0,020</b>		
Radhus	-0,148***	0,036	-0,152***	0,038
Ålder (x100)	-0,632***	0,001	-0,790***	0,001
Ålder <sup>2</sup> (x1000)	0,033***	0,000	0,042***	0,000
Boarea (x1000)	0,106	0,000		
Biarea (x1000)	0,361	0,000		
Tomtstorlek (x1000)	0,056***	0,000	0,053**	0,000
Plan	0,011	0,041		
Rum	0,028**	0,012	0,033***	0,010
Badrum	0,124***	0,033	0,124***	0,033
Garage	-0,016	0,036		
Balkong	0,029	0,046		
Eldstad	0,060	0,041		
Bastu	0,155***	0,047	0,167***	0,044
Pool	0,145***	0,054	0,156**	0,061
Uterum	-0,023	0,039		
Uteplats	0,061	0,052		
ln(Driftkostnad) (x100)	0,714	0,061		
ln(Medelpris)	0,246**	0,100	0,575***	0,061
Utlandsfödda	-1,567	1,051		
Avstånd, centrum	-0,032***	0,009	-0,037***	0,007
Avstånd, havet	-0,016	0,013		
ln(Disponibel inkomst)	-0,687	0,708		
Brottslighet (x1000)	0,023	0,000		
<b>Justerad R<sup>2</sup></b>	<b>0,872</b>		<b>0,841</b>	
Signifikansnivå: * = 10 %, ** = 5 %, *** = 1 %				
	<b>P-värde</b>		<b>P-värde</b>	
Jarque-Bera test	0,206		0,435	
Breusch-Pagan test	0,020		0,137	
Ramsey RESET test	0,560		0,070	
Omitted variable test	0,544			

<sup>13</sup> Då en del variabler är väldigt små multipliceras dessa med det tal inom parentes.

Till skillnad från modellen med logaritmen av medelslutbetyget i sektion 6.1., förändras inte estimatet för logaritmen av medeltestresultat mycket till följd av reducereing av modellen har blivit gjord. Därigenom är det svårt att påtala vilket estimat som är lämpligast av estimaten för medeltestresultatet i logaritmerad form eller i grundform. Vidare diskussion om skolkvalitetens påverkan på huspriserna fortsätter i sektion sju.

Skillnaderna mellan kontrollvariablerna i modell 3 och modell 4 är inte stora och de skiljer sig ytterst lite. I jämförelse med modell 1 och modell 2 som presenterades i sektion 6.1. är en del estimat större, medan andra är mindre. I likhet med sektion 6.1. förs en kort diskussion angående resultaten för modellen med testresultat i sin grundform, modell 3, men diskussionen kan också appliceras på modell 4.

I likhet med modellerna i sektion 6.1. blir varken boarean eller biarean signifikant vilket kan ses som en verifiering att hushållen rimligtvis inte lägger allt för mycket fokus på dessa variabler vid värdering av ett hus. Estimatet för antal rum ökar drygt sju procent medan estimatet för antal badrum ökar knappt en procent efter att modellen har reducerats. Givet de lägre estimaten från grundmodellen betyder det att varje ytterligare rum ökar huspriset med 0,028 procent medan varje ytterligare badrum ökar huspriset med 0,125 procent. Med medelpriset 4 000 000 kronor resulterar det i varje extra rum betingar en kostnad om 1 116 kronor, medan varje extra badrum betingar en kostnad om 4 996 kronor. Estimatet för radhus är något större i den reducerade modellen. Givet det lägre estimatet från grundmodellen och medelhuspriset 4 000 000 kronor betyder det att huspriset sänks 5 977 kronor, allt annat lika. Precis som i föregående modell med slutbetyget i nionde klass, påvisar denna modell stora estimat för husattributen bastu och pool relativt estimat från andra variabler.

Endast två områdesvariabler blev signifikanta i denna modell, logaritmerat medelhuspris och avståndet till centrum. Efter att modellen reducerats ökade estimatet för medelhuspris mycket, vilket är ett tydligt tecken på att denna variabel påverkas av utelämnade effekter. Givet tio procent ökning i medelhuspriset i ett distrikt leder detta till 2,60 till 5,57 procent ökning av huspriset. Estimatet för avståndet till centrum påverkades inte nämnvärt av att reducera modellen. För varje ytterligare kilometer längre bort från centrum reducerar huspriset mellan 0,033 till 0,037 procent.

Gällande alla estimat som visar stor förändring efter reducering skall det inte förglömmas att de borttagna insignifikanta variablerna kan leda till att de återstående variablerna påverkas av dessa utelämnade variabler.

## **7. Skolkvalitet och huspriser**

Resultatet från regressionerna som utfördes i sektion 6.1 och 6.2 leder till samma slutsats, högre skolkvalitet som mäts genom slutbetyg i nionde klass och testresultat på nationella provet i sjätte klass påverkar huspriserna positivt. Lärartätheten blev funnen signifikant i endast tre av åtta skattade modeller. Detta tyder på att lärartätheten som instrument för skolkvalitet inte är lika väl lämpat som visats i andra studier (se exempelvis Brasington 1999; Seo & Simons 2009). Eftersom modellerna inte är eniga huruvida lärartätheten påverkar huspriserna är det svårt att påtala huruvida detta instrument för skolkvalitet är lämpligt eller ej i denna hedoniska prisstudie. De åtta modellerna klarade alla de diagnostiska testerna men problem uppstår när estimaten för betygsvariablerna skall tolkas då de särskiljer sig markant storleksmässigt. För att lättare kunna urskilja vilka estimat, och därigenom vilka modeller, som är rimliga kan estimatens storlek jämföras med de estimat funna i andra studier. Givet tio procent ökning i medelslutbetyget i nionde klass, finner denna studie att huspriserna estimeras öka 0,070 procent då medelslutbetyg används i sin grundform, medan huspriserna estimeras öka mellan 6,77 till 11,69 procent om medelslutbetyget är logaritmerat. Estimatet om 11,69 procent visar stor skillnad från estimatet som gavs av grundmodellen vilket kan vara ett tecken på att uteblivna variabler påverkar detta estimat. Rimligheten i detta estimat kan därmed ifrågasättas. Givet tio procent ökning i testresultatet på nationella provet i sjätte klass, finner denna studie att huspriserna estimeras öka 0,072 procent givet medeltestresultatet i sin grundform, medan huspriserna estimeras öka mellan 6,43 till 6,61 procent om medeltestresultatet är logaritmerat. Estimatet som återfinns i studier av Gibson och Machin (2006), Sedgley et al. (2008), Taylor och Hayes (1996), Davidoff och Leigh (2008) och Downes och Zabel (2002) skattar att huspriserna ökar inom omfånget 1,6 till tio procent vid tio procent ökning av skolresultaten. Haurin och Brasington (1996) fann att en ökning av testresultat med två standardavvikelse skattar att bostadspriserna skulle öka med arton



procent. Dessa skattningar stämmer väl in på de estimat som ges ifrån modellerna som skattar skolresultatens elasticitet, det vill säga modell 2 och 4, och är således betydligt större än de estimat som hittas då skolresultatens effekt på huspriser skattas i sin grundform, det vill säga modell 1 och 3. Efter att ha undersökt om prestationsindex påverkar bostadspriserna, finner Seo och Simons (2009) också estimat som är liknande de som ges av modellerna som analyserar logaritmen av skolresultat. Resultaten i modell 1 och modell 3 som analyserar skolresultat i sin grundform estimerar att huspriset ökar mellan 0,359 till 0,375 procent genom att gå från den sämsta till den bästa skolan vilket är en bråkdel av det estimat Cheshire och Sheppard (2002) finner. Slutsatsen av denna diskussion är att studier som utförts i andra länder än Sverige visar estimat som ligger i linje med de resultat som presenterats i modell 2 och modell 4. Detta talar för att huspriserna estimeras öka mellan 6,43 till 11,69 procent om skolresultatet ökar tio procent och inte mellan 0,070 till 0,072 procent som ges av modell 1 och modell 3.

Även om de större estimaten står i stor likhet jämfört med de från andra studier, så kan den svenska bostadsmarknaden särskilja sig från andra undersökta bostadsmarknader. Därigenom är det möjligt att de små estimaten som ges i modell 1 och modell 3 kan stämma. Detta leder till två möjliga situationer. Antingen leder hushållens boendesegregation till att huspriserna ökar och skolorna får olika väl lämpade elevunderlag som därmed leder till att resultatnivåerna skiljer sig mellan skolor, det vill säga estimaten från modell 1 och modell 3, eller innehar skolorna ett betydande prestationspremium relaterat till skolkvalitet, det vill säga estimaten från modell 2 och modell 4.

Den potentiella förklaringen för de lägre estimaten som ges i modell 1 och 3 härstammar från att det har visats att hushållens val av bostad bestäms flera faktorer. En möjlig anledning är att hushållens bostadsval bestäms av andra faktorer innan val av skola är aktuellt. Det fria skolvalet infördes 1992 och innebar att elever nu hade möjlighet att välja skola utanför hemskolans upptagningsområde (Malmberg et al. 2012). Detta har möjliggjort att hushåll kan bosätta sig i områden utan att behöva ta hänsyn till skolornas kvalitet. En faktor som visats påverka hushållens bosättningsmönster är socioekonomisk status (Nordström Skans & Åslund 2010).

Socioekonomisk status baseras på hushållens plats i samhällshierarkin som ges av hushållens position på arbetsmarknaden (SCB). Socioekonomisk status agerar därför som en klassifikation för att beskriva den hierarkiska strukturen i samhället och är tänkt att dela hushållen efter ekonomiska förutsättningar (ibid). Detta betyder att hushållen bosätter sig i områden som består av andra hushåll som har liknande ekonomiska förutsättningar. Det har också visats att de etniskt svenska hushållen bosätter sig främst i de områdena med högre andel etniska svenskar (Nordström Skans & Åslund 2010). Således sker områdes- och bostadsselektionen genom att hushållen grupperar sig i olika distrikt i en stad, men också genom att mindre välställda hushåll inte har möjlighet att bosätta sig i dyrare distrikt på grund av lägre budgetrestriktion. Detta förfarande är vad som benämns boendesegregation och boendesegregationen mellan fattiga och rika har ökat de senaste åren (Lilja & Perner 2010). Detta betyder att de mer välbärgade hushållen är bosatta i särskilda delar av en stad, eller kommun, och vice versa för mindre välbärgade hushåll, vilket kan ses i Tabell I och II där de rikare distrikten också är de mest etniskt homogena. Detta resulterar i en möjlig förklaring varför skolkvaliteten har liten effekt på huspriserna, då hushållens områdes- och bostadsselektion först och främst beror på andra faktorer än just skolkvalitet. Skolkvaliteten vid val av bostadsområde i detta synsätt får därför mindre betydelse. Följaktligen tyder detta på att boendesegregation utför den huvudsakliga områdes- och bostadsselektionen vilket resulterar i att skolornas påverkanskraft blir liten.

Om boendesegregationen delar upp hushållen områdesvis skapas olika förutsättningar gällande skolresultat i områdena och hjälper därför till att förklara varför olika områden visar olika resultatnivåer. Detta ifrågasätter kausaliteten, påverkar skolkvaliteten huspriserna eller tvärtom? Varför områdena skiljer sig åt i hänseende på skolresultat beror på flertalet faktorer. Sannolikt påtalas det att det fria skolvalets införande har lett till att skillnaderna mellan bra och dåliga skolor förstärkts eftersom det fria skolvalet används i störst omfattning av studiemotiverade elever som söker sig till bättre skolor (Skolverket 2013d; Skolverket 2013e). Skolverket (2009) beskriver att en faktor som påverkar skolresultaten har med andelen invånare med utländsk bakgrund att göra. Barn i skolor och områden med större andel barn med utländsk bakgrund presterar sämre än barn i andra, mer homogena, skolor och områden vilket härleds till socioekonomiska förhållanden. Vidare har det visats att arv, det vill säga föräldrarnas utbildningsnivå, och

kamrateffekter, det vill säga att elever hjälper varandra att bli bättre, är bland de faktorer som påverkar skolresultaten (Skolverket 2009; Lindahl 2011). Således resulterar en sammansättning av olika faktorer i prestationsmässiga faktorer vilket renderar skillnaderna i resultatnivåer mellan skolorna. Genom att beskåda Figur II och III och Tabell I och II går det att utläsa att de mer välbärgade, mest svensk-etniska homogena, områdena är de områdena med högst betygsmedelvärde vilket visar på att skolprestationerna skiljer sig mellan samhällsklasserna. Samtidigt är det ett bevisat faktum att de välbärgade hushållens utbildningsnivå har ökat i snabbare takt jämfört de mindre välbärgade hushållen sedan 1990 (Lärarnas Riksförbund 2010). Detta betyder alltså att gapet mellan de välbärgade hushållen och mindre välbärgade hushållen sett till utbildningsnivå har ökat. Detta resulterar i en självmatande mekanism då fler välbärgade hushåll bosätter sig i särskilda, dyrare, områden kan dessa områdens skolprestationsnivå förstärkas, exempelvis genom ökade kamrateffekter. Därmed kan dessa elevers skolprestation öka än mer, vilket betyder att gapet mellan de välbärgade och mindre välbärgade hushållens utbildningsnivå kan fortsätta öka. Detta resonemang påtalar att sambandet leder från socioekonomisk ställning och etnicitet, som bestämmer val av bostad och bostadens pris, till skolresultat och inte från skolresultat till huspris som denna studie, och flertalet andra studier, visar.

Det är dock tänkbart att skolkvaliteten påverkar huspriserna om begreppet prestationspremium introduceras. Prestationspremium är den potentiella förklaringen till varför modell 2 och 4 visar höga estimat. Om hushåll vill få tillgång till prestationsnivån vissa skolor erbjuder måste dessa hushåll betala ett prestationspremium vilket Leech och Campos (2003) och Gibbons och Machin (2006) har funnit belägg för. Eftersom skillnaden mellan utbildningsnivåer mellan välbärgade och mindre välbärgade ökar, ökar också incitamenten för hushållen att göra vad som är bäst för sina barn och betala detta prestationspremium för att säkra skolplatser på bättre skolor. Det skall inte förglömmas att hushåll lever under budgetrestriktion vilket betyder att hushållens möjligheter att köpa det hus som bäst passar in enligt deras preferenser inte alltid är genomförbart. Begränsningen från budgetrestriktionen behöver emellertid inte alltid vara bindande. Detta då kostnaden för belåning är låg, på grund av låga räntor och ränteavdrag, och att lån ges till långa, alternativt obefintliga, avbetalningsplaner vilket har lett till de svenska hushållens belåning har nått rekordhöga nivåer i svenska mått

mätt (Sveriges Riksbank 2014). Det möjliggör en situation där hushållen kan låna mer pengar för att kunna bosätta sig i områden med fler välbärgade hushåll och därigenom få säkrad studieplats på bättre skolor. För att få tillgång till gruppen av bättre skolor med större möjligheter för eleverna att nå bättre resultat kan därför kräva ett premium, en kostnad, vilket effekten av skolor på huspriser kan ses som. Skulle inte ett sådant premium existera skulle fler hushåll kunna bosätta sig i dessa områden vilket potentiellt hade kunnat sänka skolornas medelresultat. Detta prestationspremium som ges av skolor på huspriser agerar således som en förstärkande kraft vilken befäster skillnaden i skolors resultatnivåer. Av denna anledning riskerar således skillnaderna mellan hushållens resultatnivåer inte minska, utan snarare öka vilket är vad som skett de senaste åren. Rådande sociala samhällsklasser riskerar att befästas än mer, varvid resor mellan samhällsklasserna kan försvåras. Sättet att tolka kostnaden som härleds från skolresultaten som ett prestationspremium resulterar i att offentliga grundskolor i Sverige inte är kostnadsfria, fränsett skattebetalningar, som de skall vara utan att de snarare innehar en dold avgift baserad på resultatnivå. Denna dolda avgift fungerar därför som en kostnad för att för att trygga tillgången till en skola genom upptagningsområdet. Således resulterar denna potentiella förklaring i att påverkanskraften från skolresultaten på huspriser är av väsentlig storlek vilket verifieras av de studier gjorda utanför Sverige som visar liknande storlek på estimaten för skolresultat. Detta talar för att det är rimligt att anta att estimaten som ges av elasticiteterna av skolresultat, från modell 2 och 4, är de estimat som är verksamma på husmarknaden i Malmö kommun och att ett prestationspremium existerar.

Om offentliga skolor har effekt på huspriser betyder det att distributionseffekter av skattemedel existerar (Tiebout 1956). På ett sådant sätt kan skattemedlens fördelning förstora prestationspremium genom att politiska åtgärder ökar utvalda skolors prestationsnivåer. Samtidigt kan resultatet att skolkvaliteten påverkar huspriser utnyttjas för att estimerar hushållens värdering av åtgärder som ämnar höja skolors betygsnivåer (Rosenthal 2003). Hushållens värdering av betyghöjande åtgärder, det vill säga ökningen i huspris relaterat till skolkvaliteten, möjliggör jämförelse med de verkliga kostnaderna för sådana åtgärder vilket således visar om hushållen under- eller övervärderar prestationshöjande åtgärder. Om kostnaderna av en åtgärd är större än hushållens värdering så kan hushållen genom marknadskrafterna markera deras åsikt

angående utförd politik i skolsektorn. Det är dock viktigt att påpeka att hushållens värdering inte behöver vara korrekt om hushållen inte inkorporerar framtida vinster på grund av högre skolresultat. Det är rimligt att tro att hushållen kommer utvärdera åtgärder utifrån den information som är tillgänglig för dem, vilket inte behöver betyda att hushållen har all information nödvändig för att göra korrekta värderingar av politiska åtgärder i skolan. Detta understödjer idén om att hushållen inte har perfekt information gällande åtgärder som görs, och därför leder detta till att hushållens värdering av resultatpåverkande åtgärder i skola inte behöver vara korrekt.

## 8. Avslutande ord

Denna studie har med en hedonisk modell undersökt om kvaliteten i de offentliga grundskolorna i Malmö kommun påverkar huspriserna. Som mått på skolkvalitet användes medelslutbetyg i nionde klass, medeltestresultatet på nationella provet i sjätte klass och lärartätheten. Kritik har förts mot modellen som används i denna studie, men ytterligare information tillförd i modellen skall korrigeras för detta och därigenom göra resultaten giltiga.

När skolkvalitet mättes av slutbetyg i nionde klass och av testresultat på nationella provet i sjätte klass, visade sig skolkvaliteten påverka huspriser. Detta gäller för alla åtta skattade modeller. Efter att modellerna som använts reducerats från insignifikanta variabler förändras påverkanskraften av skolkvalitet på huspriser inte nämnvärt i tre av fyra modeller. I modellen i vilken estimatet för skolkvalitetsvariabeln förändrades mycket påverkades denna variabel i större omfattning av utelämnade variabler. Estimatstorleken skiljer sig nämnvärt beroende på om betygsvariabeln<sup>14</sup> är logaritmerad eller ej då estimerad påverkan på huspriser till följd av tio procent högre betyg är i omfattningen av 0,070 till 11,69 procent. Implikationen av dessa resultat är att de svenska offentliga grundskolorna innehar en kostnad, i en storleksklass beroende på använt estimat. I praktiken innebär detta att de svenska offentliga grundskolorna inte är kostnadsfria som de är tänkta till att vara. De större estimaten som ges av logaritmerade skolkvalitetsvariabler ligger i linje med andra studier vilket indikerar att ett

---

<sup>14</sup> Gäller både estimatet för medelslutbetyg i nionde klass och medeltestresultatet på nationella provet i sjätte klass.

prestationspremium existerar. Lärartätheten är endast signifikant i tre av åtta modeller vilket antyder att lärartätheten inte är lika lämplig att använda som mått på skolkvalitet som andra studier antyder.

Att storleken på estimaten skiljer sig nämnvärt åt mellan logaritmerade och icke-logaritmerade betygsvariabler möjliggör två scenarier. I det första scenariot är boendesegregationen en av de drivande faktorerna till huspriserna och det fria skolvalet har förminskat skolkvalitetens betydelse då hushåll kan söka sig till andra skolor utanför upptagningsområdet. Detta leder till små estimat på skolkvalitet som ges av de icke-logaritmerade skolkvalitetsvariablerna. Det andra scenariot påtalar ett prestationspremium existerar för att säkra tillgången till bra skolor. I detta scenario agerar prestationspremium som en förstärkande kraft av rådande diskrepanser i utbildningsnivå mellan hushållen då säkrad tillgång till de bättre skolorna genom upptagningsområdet kostar. I detta scenario är estimaten större och ges av estimaten från de logaritmerade skolkvalitetsvariablerna. Vilket scenario som förefaller mest rimligt går att diskutera, men då andra studier visar på estimat i storleksklassen av de estimat som ges av de logaritmerade skolkvalitetsvariablerna tyder detta på att ett prestationspremium av betydande storlek existerar.

## Litteraturförteckning

Boplats Syd. 2013. *Nya stadsdelsområden i Malmö*. <http://www.boplatssyd.se/nyheter/nya-stadsdelsomraden-i-malmo> [2014-04-10]

Brasington, D.M. 1999. Which Measures of School Quality Does the Housing Market Value? *Journal of Real Estate Research*, vol. 18(3), pp. 395-414.

Brasington, D, M. and Haurin, D, R. 2009. Parents, peers or school quality inputs: Which components of school outcomes are capitalized into house value? *Regional Science and Urban Economics*, vol.39, pp. 523-529.

BRÅ, Brottsförebyggande rådet. 2014. *Gör din egen tabell över anmälda brott*. <http://statistik.bra.se/solwebb/action/index> [2014-04-11]

Cheshire, P. and Sheppard, S. 2002. Capitalising the Value of Free Schools: The Impact of Land Supply Constraints.

- Clark, D. E. and Herrin, W. E. 2000. The Impact of Public School Attributes on Home Sale Prices in California. *Growth and Change*, vol. 31, pp. 385-407.
- Davidoff, I. and Leigh, A. 2008. How Much do Public Schools Really Cost? Estimating the Relationship between House Prices and School Quality. *The Economic Record*, vol. 84(265), pp. 193-206.
- Downes, T.A. and Zabel, J.E. 2002. The impact of school characteristics on house prices: Chicago 1987-1991. *Journal of Urban Economics*, vol. 52, pp. 1-25.
- Fields, T.J., Earhart, C., Liu, T. and Campbell, H. 2013. A HEDONIC MODEL FOR OFF-CAMPUS STUDENT HOUSING: THE VALUE OF PROXIMITY TO CAMPUS. *Housing and Society*, vol. 40(1), pp.39-58.
- Figlio, D. N. and Lucas, M. E. 2004. What's in a Grade? School Report Cards and the Housing Market. *American Economic Review*, vol. 94(3), pp. 591-604.
- Freeman, M. A. 1979. Hedonic Prices, Property Values and Measuring Environmental Benefits: A Survey of the Issues. *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 81(2), pp. 154-173.
- Friskolornas riksförbund. 2014. *Friskolorna i siffror*.  
[http://www.friskola.se/Om\\_friskolor\\_Friskolorna\\_i\\_siffror\\_DXNI-25907.aspx](http://www.friskola.se/Om_friskolor_Friskolorna_i_siffror_DXNI-25907.aspx) [2014-04-28]
- Gibbons, S. and Machin, S. 2003. Valuing English primary schools. *Journal of Urban Economics*, vol. 53, pp. 197-219.
- Gibbons, S. and Machin, S. 2006. PAYING FOR PRIMARY SCHOOLS: ADMISSION CONSTRAINTS, SCHOOL POPULARITY OR CONGESTION? *The Economic Journal*, vol. 116, pp. 77-92.
- Haurin, D.R. and Brasington, D. 1996. School Quality and Real House Prices: Inter- and Intrametropolitan Effects. *Journal of Housing Economics*, vol. 5, pp. 351-368.
- Hayes, K. J. and Taylor, L. L. 1996. Neighborhood School Characteristics: What Signals Quality to Homebuyers? *Economic and Financial Policy Review*, pp. 2-9.
- Kennedy, P. 2013. A Guide to ECONOMETRICS. Sixth edition. Oxford: Blackwell Publishing.
- Keskin, B. 2008. Hedonic analysis of price in the Istanbul housing market. *International Journal of Strategic Property Management*, vol. 12(2), pp. 125-138.
- Leech, D. and Campos, E. 2003. Is comprehensive education really free? : a case-study of the effects of secondary school admissions policies on house prices in one local area. *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 16(1), pp. 135-154.

LeSage, J. P. 1997. Regression analysis of spatial data. *Journal of Regional Analysis and Policy*, vol. 27(2), pp. 83-94.

Lilja, E. och Pemer, M. 2010. *Boendesegregation – orsaker och mekanismer. En genomgång av aktuell forskning.* [2014-05-23].

<http://www.boverket.se/Global/Webbokhandel/Dokument/2010/Bilaga%201.pdf>

Lindahl, M. 2011. Varför har högutbildade föräldrar oftare högutbildade barn? *Uppsala Universitet.* <http://media.medfarm.uu.se/play/kanal/11/video/2429> [2014-04-28]

Lipscomb, C. 2003. SMALL CITIES MATTER, TOO: THE IMPACTS OF AN AIRPORT AND LOCAL INFRASTRUCTURE ON HOUSING PRICES IN A SMALL URBAN CITY. *Review of Urban and Regional Development Studies*, vol. 15(3), pp. 255-273.

Länstyrelsen Skåne. 2009. *Bostadsläget i Öresundsregionen. Slutrapport.* <http://www.lansstyrelsen.se/skane/SiteCollectionDocuments/sv/publikationer/2009/BostadslagetiOresund-sregionenSlutrapport.pdf> [2014-04-17]

Länstyrelsen Skåne. 2013. *Bostadsmarknadsanalys för Skåne 2013 – Öppna dörrar till bostadsmarknaden.* <http://www.boverket.se/Global/Boende/Dokument/BMA%202013/M%20Sk%C3%A5ne%20BMA%20013.pdf> [2014-04-17]

Lärarnas Riksförbund. 2010. *Rika barn lära bäst? Om klyftorna i svenska skolan.* <http://www.lr.se/download/18.213457b31297e89430380002010/1350672324797/Rika+barn+1%C3%A4r+a+b%C3%A4st.pdf> [2014-04-28]

Malmberg, B., Andersson, E. och Östh, J. 2012. Skolvalet används för att undvika underprivilegierade. *Dagens Nyheter.* <http://www.dn.se/debatt/skolvalet-anvands-for-att-undvika-underprivilegierade/> [2014-05-21]

Malmö Stad a. *Disponibel inkomst för Malmös delområden 2007-2011.* <http://www.malmo.se/Kommun--politik/Om-oss/Statistik/Inkomster.html> [2014-04-10]

Malmö Stad b. *Upptagningsområden och hemskola.* <http://www.malmo.se/Medborgare/Forskola--utbildning/Grundskola/Att-valja-skola/Upptagningsomraden-och-hemskola.html> [2014-04-08]

Malmö Stad c. *Placering, kö och turodning.* <http://www.malmo.se/Medborgare/Forskola--utbildning/Grundskola/Att-valja-skola/Placering-ko-och-turordning.html> [2014-04-08]

Malmö Stad d. *Cykling i Malmö.* <http://www.malmo.se/Medborgare/Stadsplanering--trafik/Trafik--hallbart-resande/Nar-du-cyklar.html> [2014-04-14]



- Malmö Stad e. *Befolkning*. <http://www.malmo.se/Kommun--politik/Om-oss/Statistik/Befolkning.html> [2014-04-17]
- Malmö Stad 2008. *Map of Malmö municipality, old definition*. <http://www.malmo.se/Kommun--politik/Om-oss/Statistik/Omradesfakta-for-Malmo-1995-2008/Omradesfakta-2008/Karta--08.html> [2014-04-10]
- Malmö Stad. 2014. *Grundskola*. <http://www.malmo.se/Medborgare/Forskola--utbildning/Grundskola.html> [2014-04-17]
- Malmö Stadskontor. 2013a. *Folkmängd i Malmö - Preliminär januari 2013*. *Malmö Kommun*. <http://www.malmo.se/download/18.723670df13bb7e8db1bd812/1383648120402/Folkm%C3%A4ngd20130201.pdf> [2014-04-28]
- Malmö Stadskontor. 2013b. *Malmö 2012 – Befolkningsstatistik*. *Malmö Kommun*. <http://www.malmo.se/download/18.24a63bbe13e8ea7a3c692d4/1383648120582/Rapport+Bef+Bokslut+2012.pdf> [2014-04-11]
- Nguyen-Hoang, P. and Yinger, J. 2011. The capitalization of school quality into house values: A review. *Journal of Housing Economics*, vol. 20, pp. 30-48.
- Nordström Skans, O. och Åslund, O. 2010. *Etnisk segregation i storstäderna – bostadsområden, arbetsplatser, skolor och familjebildning 1985-2005*. <http://www.ifau.se/Upload/pdf/se/2010/r10-04-Etnisk-segregation-i-storst%C3%A4derna.pdf> [2014-05-21].
- Rosén, H. 2014. *Skolan blir valets hetaste fråga*. *Dagens Nyheter*. <http://www.dn.se/valet-2014/skolan-blir-valets-hetaste-fraga/> [2014-05-02]
- Rosen, S. 1974. Hedonics Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, vol. 82(1), pp. 34-55.
- Rosenthal, L. 2003. The Value of Secondary School quality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65(3), pp. 329-355.
- SCB, Statistiska Centralbyrån. *Socioekonomisk indelning (SEI)*. [http://www.scb.se/sv\\_/Dokumentation/Klassifikaioner-och-standarder/Socioekonomisk-indelning-SEI/](http://www.scb.se/sv_/Dokumentation/Klassifikaioner-och-standarder/Socioekonomisk-indelning-SEI/) [2014-05-21].
- SCB, Statistiska Centralbyrån. 2014a. *Fastighetsprisindex för permanenta småhus*. [http://www.scb.se/sv\\_/Hitta-statistik/Statistikdatabasen/Variabelvaljare/?px\\_tableid=ssd\\_extern%3aFastpiPSRegAr&rxid=495425ba-34c2-4ad3-8823-4584696e29c9](http://www.scb.se/sv_/Hitta-statistik/Statistikdatabasen/Variabelvaljare/?px_tableid=ssd_extern%3aFastpiPSRegAr&rxid=495425ba-34c2-4ad3-8823-4584696e29c9) [2014-05-04]

- SCB, Statistiska Centralbyrån.. 2014b. *Befolkningsstatistik*. [http://www.scb.se/sv/\\_Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Befolkning/Befolkningens-sammansattning/Befolkningsstatistik/25788/25795/Helarsstatistik---Kommun-lan-och-riket/159277/](http://www.scb.se/sv/_Hitta-statistik/Statistik-efter-amne/Befolkning/Befolkningens-sammansattning/Befolkningsstatistik/25788/25795/Helarsstatistik---Kommun-lan-och-riket/159277/) [2014-04-22]
- Segdley, N. H., Williams, N. A. and Derrick, F.W. 2008. The effect of educational test scores on house prices in a model with spatial dependence. *Journal of Housing Economics*, vol. 17, pp. 191-200.
- Seo, Y. and Simons, R.A. 2009. The Effect of School Quality on Residential Sales Price. *Journal of Real Estate Research*, vol. 31(3), pp. 307-327.
- Skolverket. 2009. *Vad påverkar resultaten i svensk grundskola? Kunskapsöversikt om betydelsen av olika faktorer*. [http://www.skolverket.se/om-skolverket/visa-enskild-publikation?\\_xurl\\_=http%3A%2F%2Fwww5.skolverket.se%2Fwtpub%2Fws%2Fskolbok%2Fwpubext%2Ftrycksak%2FRecord%3Fk%3D2258](http://www.skolverket.se/om-skolverket/visa-enskild-publikation?_xurl_=http%3A%2F%2Fwww5.skolverket.se%2Fwtpub%2Fws%2Fskolbok%2Fwpubext%2Ftrycksak%2FRecord%3Fk%3D2258) [2014-04-28]
- Skolverket. 2013a. *Kraftig försämring i PISA*. <http://www.skolverket.se/press/pressmeddelanden/2013/kraftig-forsamring-i-pisa-1.211208> [2014-05-02]
- Skolverket. 2013b. *Skolformer och annan verksamhet*. <http://www.skolverket.se/skolformer> [2014-04-17]
- Skolverket. 2013c. *Nationella prov & bedömningsstöd*. <http://www.skolverket.se/bedomning/nationella-prov-bedomningsstod> [2014-04-08]
- Skolverket. 2013d. *Krafttag krävs för likvärdig skola*. <http://www.skolverket.se/press/pressmeddelanden/2013/krafttag-kravs-for-en-likvardig-skola-1.198472> [2014-05-21].
- Skolverket. 2013e. *Skolverkets lägesbedömning 2013*. <http://www.skolverket.se/publikationer?id=3014> [2014-05-21].
- Skolverket. 2013f. *Strukturella orsaker till sjunkande skolresultat*. <http://www.skolverket.se/skolutveckling/forskning/ledarskap-organisation/strukturella-faktorer/strukturella-orsaker-till-sjunkande-skolresultat-1.189964> [2014-05-22].
- Skolverket. 2014a. *Nationella prov i årskurs 6 och specialskolans årskurs 7*. <http://www.skolverket.se/bedomning/nationella-prov-bedomningsstod/grundskoleutbildning/bedomning-i-arskurs-4-6/amnesproven-i-arskurs-6> [2014-04-17]
- Skolverket. 2014a. *PISA i korthet*. <http://www.skolverket.se/statistik-och-utvardering/internationella-studier/pisa> [2014-04-28]
- Skolverket. 2014b. *Betygsskalan A-E*. <http://www.skolverket.se/bedomning/betyg/betygsskalan-a-e-1.182113> [2014-04-08]

Skolverket. 2014c. *Statistik avseende grundskolan*. <http://siris.skolverket.se/siris/f?p=SIRIS:35:0::NO::>  
[2014-04-08]

Skolverket. 2014d. *Statistik avseende grundskolan: Personalstatistik*.  
<http://siris.skolverket.se/siris/f?p=SIRIS:36:0::NO::> [2014-04-17]

Skolverket. 2014e. *Resultat på nationella ämnesprov*.  
<http://siris.skolverket.se/siris/f?p=SIRIS:59:0::NO::> [2014-04-08]

Svensk Mäklarstatistik. 2014. *Skåne län*.  
<http://www.maklarstatistik.se/maeklarstatistik/laen.aspx?LK=12&Typ=Boratter&srt=asc&tab=Namn>  
[2014- 04-17]

Sveriges Riksbank. 2014. *Från ax till limpa: den svenska bolånemarknaden och dess roll i det finansiella systemet*.  
[http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Riksbanksstudie/2014/rap\\_riksbanksstudie\\_140411\\_sve.pdf](http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Riksbanksstudie/2014/rap_riksbanksstudie_140411_sve.pdf)  
f [2014-05-04]

Tiebout, C, M. 1956. A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, vol. 64(5), pp. 416-424.

Verbeek, M. 2013. *A Guide to Modern Econometrics*. Fourth edition. Chichester: John Wiley & Sons, Inc.

### **Kartredigering**

Westerlundh, Otto. 2014. Stockholm.