

Harald Blichfeldt Bjerke  
Cathrine Hunderi  
Sondre Børslien Krogh  
John Olav Skjønsberg

# Norge og Sverige: Effekt av innvanderstatus på elevprestasjoner

Bacheloroppgave i MSØK5

Veileder: Bjarne Strøm

Mai 2020



Harald Blichfeldt Bjerke  
Cathrine Hunderi  
Sondre Børslie Krogh  
John Olav Skjønsberg

# **Norge og Sverige: Effekt av innvandringsstatus på elevprestasjoner**

Bacheloroppgave i MSØK5  
Veileder: Bjarne Strøm  
Mai 2020

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi



# Innholdsfortegnelse

<b>Kapittel 1: Innledning</b>	<b>2</b>
1.1 Motivering	2
1.2 Problemstilling	2
<b>Kapittel 2: Teoretisk rammeverk og tidligere litteratur</b>	<b>3</b>
2.1 Innledning	3
2.2 Teoretisk rammeverk	3
2.3 Tidligere litteratur	4
2.4 Oppsummering	5
<b>Kapittel 3: Datamaterialet</b>	<b>5</b>
3.1 Innledning	5
3.2 Om datamaterialet	5
3.3 Deskriptiv statistikk for avhengig variabel	8
3.4 Deskriptiv statistikk for interessevariabel	9
3.5 Deskriptiv statistikk for kontrollvariabler	10
3.6 Korrelasjonsmatrise for datamaterialet	11
3.7 Oppsummering	11
<b>Kapittel 4: Økonometrisk modell</b>	<b>11</b>
4.1 Innledning	11
4.2 Valg av funksjonsform	12
4.3 Empirisk strategi	13
4.4 Oppsummering	14
<b>Kapittel 5: Empiriske resultater</b>	<b>15</b>
5.1 Innledning	15
5.2 Empiriske hovedresultater	16
5.3 Analyse av tilleggsspørsmål	21
5.4 Empiriske resultater av tilleggsspørsmål	22
5.5 Oppsummering	23
<b>Kapittel 6: Oppsummering og konklusjon</b>	<b>23</b>
6.1 Oppsummering og konklusjon	23
6.2 Svakheter ved modellen	24
<b>Kapittel 7: Referanser og appendiks</b>	<b>26</b>
7.1 Litteraturliste	26
7.2 Appendiks	27
Appendiks 1	27
Appendiks 2	31
Appendiks 3	32

# Kapittel 1: Innledning

## 1.1 Motivering

Innvandring er et polariserende tema, og i den forbindelse kan det være interessant å undersøke om effekt av innvandrerstatus på elevprestasjoner er ulik i Norge og Sverige. Begrepet «svenske tilstander» brukes hyppig i norsk offentlig debatt (Enersen, 2019) om en muligens feilslått integreringspolitikk og uønskede parallellsamfunn. Lave prestasjoner blant minoriteter i grunnskolen kan legge grunnlaget for manglende deltakelse i videre utdanning, arbeidsliv og samfunnet for øvrig (Berg *et al.*, 2016). Rapporten til Berg tallfestet kostnadene av mangelfull utdanning for mindreårige flyktninger til 3,8 millioner 2015-kroner per individ, sett bort fra de ikke-prissatte samfunnseffektene.

I analysen har vi kun valgt Norge og Sverige i lys av den offentlige debatten, og fordi de to landene har nære kulturelle, institusjonelle og geografiske trekk. Som sådan er de to landene aktuelle å sammenligne. Dessuten kommer ulikhetene bedre frem ved å undersøke kun to land med ellers store likheter.

## 1.2 Problemstilling

Vi ser på hvordan innvandrere gjør det sammenlignet med de etniske i de to respektive landene.

### **Problemstilling**

*Gir innvandrerstatus samme forskjeller i elevprestasjoner i Norge og Sverige?*

### **Tilleggsproblemstilling**

*Kan forskjellene i elevprestasjoner forklares av forskjeller i elev -og foreldrekarakteristika, og andre sosioøkonomiske bakgrunnsfaktorer?*

### **Tilleggsspørsmål**

*Er effekten av kjønn på effekten av innvandrerstatus den samme i Norge som i Sverige?*

For å undersøke problemstillingene lager vi en grunnleggende modell for Norge og Sverige med interessevariablene svensk og innvandrere, samt interaksjonsleddet svensk innvandrere. Deretter utvider vi modellen med kontrollvariabler for å få modellen mest mulig nøyaktig. For å svare på problemstillingene så skal vi analysere dataene for de to landene hver for seg.

I oppgaven finner vi at det er nokså store likhetstrekk mellom de to landene i forbindelse med sosioøkonomiske faktorer og elev- og foreldrekarakteristika. Sverige gjør det hele 13% bedre på lesetesten enn Norge, og Svenske innvandrere presterer bedre enn norske. I den fullstendige modellen finner vi at innvandrerstatus ikke gir samme forskjell i elevprestasjoner i Norge som i Sverige.

## Kapittel 2: Teoretisk rammeverk og tidligere litteratur

### 2.1 Innledning

I dette kapitlet skal vi introdusere rammeverket for analysen vår. Her introduserer vi variabler som vi mener kan påvirke elevprestasjoner, annet enn innvandrerstatus. Dermed kan vi senere isolere effekten av innvandrerstatus på skoleresultater mellom Norge og Sverige. Vi oppsummerer tidligere litteratur rundt tema.

### 2.2. Teoretisk rammeverk

Vi skal se på om innvandrerstatus gir samme forskjeller i elevprestasjoner i Norge som i Sverige. Følgelig skiller vi ikke mellom 1. og 2. generasjons innvandrere. Vi har da valgt å kontrollere for andre sosioøkonomiske faktorer og elev- og foreldrekarakteristika som kan påvirke effekt av innvandrerstatus på elevprestasjoner.

1. Kjønn. Jenter kan prestere relativt bedre enn gutter og påvirke effekt av innvandrerstatus.
2. Barnehage. Tidlig lokal sekundærsosialisering av innvandrere kan forbedre integrering og påvirke effekten på elevprestasjoner.
3. Klassestørrelse. Dersom et av landene stort sett har høyere andel elever per lærer kan det gi mindre tid en-til-en og påvirke effekt av innvandrerstatus.
4. Foreldrenes utdanningsnivå. Høyt utdanningsnivå kan implisere både bedre faglig oppfølging hjemmefra og høyere inntekt, og følgelig elevprestasjoner. Dersom inntektsnivået er relativt høyere i et av landene kan det påvirke resultatet i analysen.

5. Antall bøker i hjemmet. Mange bøker i en husholdning kan tyde på både høy inntekt og høye leseferdigheter. Kan være relativt høyere i et av landene og påvirke resultatet.
6. Tidlig leseevne. Tidlig eksponering for lesing kan gi et fortrinn i grunnskolen. Hvis nivået er relativt høyere i det ene landet kan det påvirke resultatet.
7. Urbanisering. Det kan være forskjeller i elevprestasjoner mellom små tettsteder og storbyer som påvirker effekt av innvandrerstatus.
8. Språk i hjemmet. Dersom svenske innvandrere snakker det lokale språket i mindre grad enn norske, kan det gi ulik effekt av innvandrerstatus.
9. Innvandrerstetthet. Eksempelvis kan asylsøkere bli spredt ulikt i Norge og Sverige. Dersom et av landene segregerer – ikke integrerer – kan det påvirke resultatet i analysen.

### 2.3. Tidligere litteratur

Utdanningsøkonomi tar ofte utgangspunkt i familiekarakteristika, elevkarakteristika og skolefaktorer som en del av skoleproduktfunksjonen. Det har blitt påvist en positiv sammenheng mellom redusert klassestørrelse og elevprestasjoner, særlig for innvandrelever (Kruger og Whitmore, 2001). Forskjeller i elevprestasjoner vil sannsynligvis minske hvis vi kontrollerer for slike faktorer.

«Likevel finner de fleste studiene at førstegenerasjonsinnvandrere har dårligere karakterer og gjennomføringsgrad «...» selv etter kontroll for sosial bakgrunn» (Berg, 2016, s. 60). Imidlertid viskes forskjellene ofte gradvis ut ved kontroll for sosioøkonomisk posisjon og foreldrenes utdanningsnivå. Videre påpeker rapporten til Berg faktorer som kommer innvandrelever til gode. De har ofte høyere skolemotivasjon, god trivsel og foreldre som er minst like opptatt av god utdanning som majoritetsbefolkningen.

Det finnes naturligvis gevinster ved tidlig sekundærsosialisering for elevprestasjoner. En studie har vist at førstegenerasjonsinnvandrere som deltar i skoleløpet tidlig presterer bedre enn de som begynner senere (Bratsberg, Raum og Røed, 2012). Kjønn er også avgjørende, da jenter stadig viser å prestere bedre enn gutter. De gjør det bedre blant majoritetsbefolkningen og innvandrere for øvrig (Egge-Hoveid og Sandnes, 2015).



## 2.4. Oppsummering

I dette kapitlet har vi vurdert andre faktorer som kan påvirke skoleresultater, utenom innvandrersstatus i seg selv. Dette inkluderer kjønnsforskjeller, barnehage, klassestørrelse, foreldrenes utdanningsnivå, antall bøker i hjemmet, tidlig leseevne, urbanisering, språk i hjemmet og innvandrerprosent. Tidligere forskning peker særlig på sosiale faktorer rundt tema, men også elevkarakteristika som ikke fremkommer eksplisitt i vår modell.

# Kapittel 3: Datamaterialet

## 3.1 Innledning

I dette kapitlet skal vi introdusere datamaterialet som brukes for å undersøke vår problemstilling. Vi skal definere variablene som vil bli brukt i analysen som følger i senere kapitler. Det skal og presenteres diverse deskriptiv statistikk for de forskjellige variablene, samt kommentarer for hva denne statistikken impliserer og hvordan den vil påvirke den videre analysen.

## 3.2 Om datamaterialet

Datamaterialet som benyttes i denne oppgaven er hentet fra en internasjonal undersøkelse om 10-åringers leseferdigheter kalt *Progress in International Reading Literacy Study* (PIRLS). Undersøkelsen ble utført i 2001 av *The International Association for the Evaluation of Educational Achievement* (IEA). Totalt sett består denne rapporten av data fra 150 000 elever fordelt på 5777 skoler i 35 land, men vi bruker i vår oppgave kun dataene fra Norge og Sverige, da det er disse landene vi undersøker i vår problemstilling. Henholdsvis 3495 og 7199 elever deltok i Norge og Sverige.

Lesetestene i PIRLS ble konstruert for å måle leseforståelsen hos elevene. Undersøkelsen tok høyde for om elevene som oftest leser enten for å tilegne seg kunnskap, eller for fornøyelse. Derfor inneholdt prøvene både skjønnlitteratur og sakprosa. Spørsmålene til de utdelte tekstene bestod av 60% flervalgsoppgaver med 4 alternativ og 40% åpne spørsmål der elevene måtte formulere et svar.

I tillegg til selve leseforståelsestesten besto også undersøkelsen av diverse spørreskjemaer. Elevene ble spurt om å svare på spørsmål om lesevaner, arbeidsvaner og interesser. Elevens foreldre/foresatte ble spurt om å svare på spørsmål om aktiviteter, interesser og ressurser i hjemmet. Lærerne ble spurt om å svare på spørsmål om pedagogiske metoder og aktiviteter i leseundervisningen. Til sist ble skolens rektorer spurt om å svare på spørsmål om skolens ressurser og rammefaktorer.

Prøvene og spørreskjemaene ble samlet inn av skolene og ble deretter sendt til retting. I Norge skjedde dette hos Senter for leseforskning. Deretter ble resultatene sendt til IEA hvor de ble samlet i en felles rapport.

### Definisjon av interessevariabler

Variabel	Definisjon
<b>read</b>	Resultat på lesetest   Avhengig variabel
<b>imm</b>	Dummyvariabel for innvandrere = 1 hvis eleven er 1. eller 2. generasjons innvandrere = 0 hvis eleven ikke er 1. eller 2. generasjons innvandrere (etnisk norsk/svensk)
<b>Swe</b>	Dummyvariabel for svensker = 1 hvis eleven er svensk = 0 hvis eleven er norsk

### Definisjon av kontrollvariabler

Variabel	Definisjon
<b>girl</b>	Dummyvariabel for jenter = 1 hvis eleven er jente = 0 hvis eleven er gutt
<b>kinderg_att</b>	Dummyvariabel for barnehage = 1 hvis eleven har gått i barnehage = 0 hvis eleven ikke har gått i barnehage
<b>clsiz</b>	Kontinuerlig variabel Antall elever i klassen til eleven (én lærer)
<b>paredu</b>	Dummyvariabel for foreldrene til eleven. Originalt en kategorivariabel med verdier fra 1 til 5. Her omgjort til en dummyvariabel med = 1 hvis par_edu = 1, 2 (Universitetsutdanning eller annen utdanning etter fullført videregående) = 0 hvis par_edu = 3, 4, 5 (Fullført videregående eller lavere)

<b>books</b>	Dummyvariabel for antall bøker i hjemmet til eleven. Originalt en kategorivariabel med verdier fra 1 til 5. Her omgjort til en dummyvariabel med = 1 hvis books_home = 4, 5 (Mer enn 100 bøker) = 0 hvis books_home = 1, 2, 3 (100 bøker eller mindre)
<b>ability</b>	Dummyvariabel for tidlig leseevne hos eleven. Originalt en kategorivariabel med verdier fra 1 til 4. Her omgjort til en dummyvariabel med = 1 hvis early_ability = 3, 4 (Bra eller veldig bra) = 0 hvis early_ability = 1, 2 (Dårlig eller veldig dårlig=)
<b>location</b>	Dummyvariabel for innbyggertall i byen der eleven bor. Originalt en kategorivariabel med verdier fra 1 til 4. Her omgjort til en dummyvariabel med = 1 hvis school_location = 3, 4 (Mer enn 100 000 innbyggere) = 0 hvis school_location = 1, 2 (100 000 innbyggere eller færre)
<b>language</b>	Dummyvariabel for om eleven snakker testlandets språk hjemme. Originalt en kategorivariabel med verdier fra 1 til 3. Her omgjort til en dummyvariabel med = 1 hvis speak_testlang_home = 2, 3 (Eleven snakker aldri eller kun noen ganger lokalspråket hjemme) = 0 hvis speak_testlang_home = 1 (Eleven snakker alltid lokalspråket hjemme)
<b>peers</b>	Dummyvariabel for prosentandel med elever som er født i et annet land en testlandet på skolen til eleven. Originalt en kategorivariabel med verdier fra 1 til 4. Her omgjort til en dummyvariabel med = 1 hvis pct_abroad = 3, 4 (26% eller mer elever på skolen som er født i et annet land enn testlandet) = 0 hvis pct_abroad = 1, 2 (25% eller mindre elever på skolen som er født i et annet land en testlandet)

### 3.3 Deskriptiv statistikk for avhengig variabel

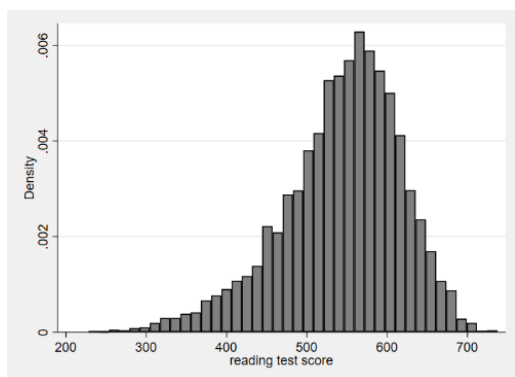
Ettersom vi skal se på forskjeller mellom Norge og Sverige kan det være interessant å også ha med data fra landene hver for seg:

Tabell 3.1: Deskriptiv statistikk for testscore

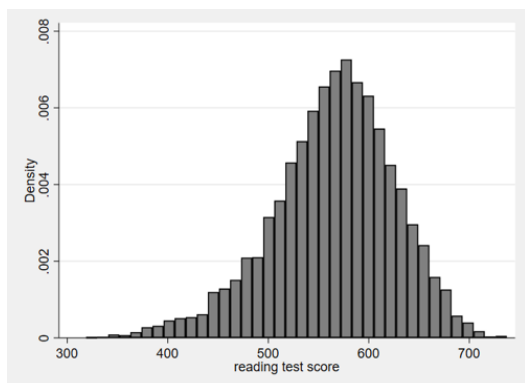
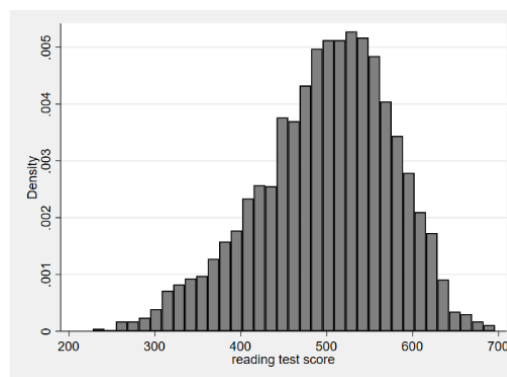
read			
	Norge og Sverige	Norge	Sverige
<b>Gjennomsnitt</b>	543.1392	498.2563	564.7048
<b>Standardavvik</b>	74.16086	78.3662	61.3128
<b>Max</b>	737.3258	695.8717	737.3258
<b>Min</b>	228.0606	228.0606	318.6813
<b>Antall observasjoner</b>	10658	3495	7199

\* Tabell 3.1 viser statistikk for vår avhengige variabel *read* som måler elevenes testscore. Her finner vi at mulig utfallsrom for testscore er 509 for Norge og Sverige samlet. Testscorene i gjennomsnitt er 66.4485 poeng (13.33%) høyere i Sverige enn i Norge, og standardavviket til testscoren er 17.0534 poeng (21.76%) lavere i Sverige enn i Norge. Vi ser også at det er færre antall observasjoner for Norge enn for Sverige.

Graf 3.1: Testscore Norge og Sverige



Graf 3.2: Testscore Norge



Graf 3.3: Testscore Sverige

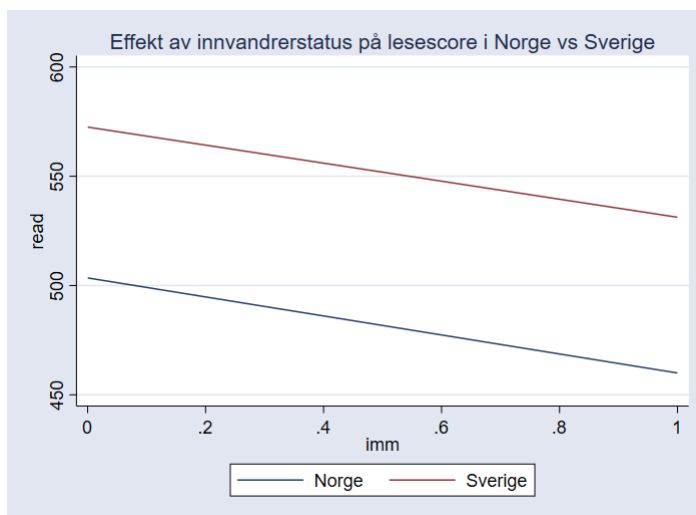
### 3.4 Deskriptiv statistikk for interessevariable

Tabell 3.2: Deskriptiv statistikk for variabelen *imm*

imm			
	Norge og Sverige	Norge	Sverige
<b>Gjennomsnitt</b>	0.1665	0.1203	0.1886
<b>Standardavvik</b>	0.3725	0.3253	0.3912
<b>Max</b>	1	1	1
<b>Min</b>	0	0	0
<b>Antall observasjoner</b>	10658	3459	7199

\* Tabell 3.2 viser at Sverige har det er en litt høyere andel innvandrere enn Norge – 18.86% mot 12.03%.

Graf 3.4: Kryssplot av *read* og *imm* for Norge og Sverige



\*Graf 3.4 viser at testscorene er høyere i Sverige enn i Norge, og at innvandererstatus har negativ effekt i begge landene.

### 3.5 Deskriptiv statistikk for kontrollvariabler

Tabell 3.3: Deskriptiv statistikk for kontrollvariabler

	Norge					Sverige				
	Gj. snitt	Std. avvik	Min	Max	Antall obs.	Gj. snitt	Std. avvik	Min	Max	Antall obs.
<b>girl</b>	0.4810	-	0	1	3401	0.4894	-	0	1	7064
<b>kinderg_att</b>	0.8604	-	0	1	3137	0.9450	-	0	1	6531
<b>clsiz</b>	20.9616	4.8268	4	32	3416	26.5857	8.9896	8	57	6839
<b>paredu</b>	0.4863	-	0	1	3459	0.5588	-	0	1	7199
<b>books</b>	0.6083	-	0	1	3459	0.6131	-	0	1	7199
<b>ability</b>	0.5013	-	0	1	3459	0.5742	-	0	1	7199
<b>location</b>	0.2379	-	0	1	3459	0.2107	-	0	1	7199
<b>language</b>	0.0957	-	0	1	3495	0.1225	-	0	1	7199
<b>peers</b>	0.0159	-	0	1	3459	0.1035	-	0	1	7199

\* Fra tabell 3.3 kan vi se at:

- Begge landene har omtrent samme andel av menn og kvinner. Dette tyder på at datamaterialet er av troverdig kvalitet.
- Sverige har litt høyere grad av barnehagedeltagelse enn Norge.
- Sverige har i gjennomsnitt litt større klassestørrelser enn Norge, men også større spredning.
- Sverige har i gjennomsnitt litt høyere utdannede foreldre.
- Andelen husstander med forholdsvis mange bøker er svært like i Norge og Sverige.
- Andelen elever med høy tidlig prestasjon er litt større i Sverige.
- Andelen elever som bor i større byer er litt større i Norge.
- Andelen elever som ikke snakker lokalspråket hjemme er litt større i Sverige.
- Andelen elever som går på skoler med relativt mange innvandrere er omtrent 10 ganger så stor i Sverige som i Norge<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Kan skyldes feilkilder PIRLS, se kapittel 6.2

## 3.6 Korrelasjonsmatrise for datamaterialet

Tabell 3.4: Korrelasjonsmatrise

	read	imm	Swe	girl	kinder~t	clsiz	paredu	books	ability	location	language	peers
read	1.0000											
imm	-0.1630	1.0000										
Swe	0.4020	0.0709	1.0000									
girl	0.1452	-0.0253	0.0003	1.0000								
kinder_g_att	0.1193	-0.0444	0.1258	-0.0101	1.0000							
clsiz	0.1547	0.0307	0.2949	-0.0002	0.0445	1.0000						
paredu	0.2608	-0.0331	0.0420	0.0082	0.0901	0.0423	1.0000					
books	0.2239	-0.1474	-0.0078	0.0000	0.0460	0.0187	0.3491	1.0000				
ability	0.3001	-0.0171	0.0789	0.1675	0.0311	0.0375	0.0551	0.0295	1.0000			
location	0.0508	0.0975	-0.0837	0.0221	0.0362	-0.0548	0.1210	0.0860	0.0315	1.0000		
language	-0.1356	0.4310	0.0333	-0.0080	-0.0566	-0.0139	-0.0494	-0.1483	0.0016	0.0941	1.0000	
peers	-0.0900	0.2153	0.1237	-0.0091	-0.0032	-0.0468	-0.0696	-0.1069	0.0117	0.2395	0.2236	1.0000

\* Tabell 3.4 viser at de fleste uavhengige variablene har en betydelig sammenheng med den avhengige variabelen.

Dette illustrerer viktigheten av å inkludere dem for å unngå et utelatt variabel-problem. Ser og at ingen av forklaringsvariablene er korrelert nok til at det gir grunn til bekymring for multikollinearitet. Paret av forklaringsvariabler som har høyest grad av samvariasjon er *language* og *imm* med 0.4310.

## 3.7 Oppsummering

I dette kapitlet har vi redegjort for datamaterialet og definert variablene vi skal benytte i analysen. Den deskriptive statistikken viser at svenske elever presterer omtrent 13% bedre enn norske, og at de har mindre spredning. I tillegg har Sverige en litt høyere andel innvandrelever enn Norge. Til slutt ser vi at det er nokså store likhetstrekk mellom de to landene i forbindelse med sosioøkonomiske faktorer og elev- og foreldrekaraktistika.

# Kapittel 4: Økonometrisk modell

## 4.1 Innledning

I dette kapitlet skal vi redegjøre for den økonometriske modellen som brukes i analysen. Vi begrunner valg av funksjonsform og presenterer empirisk strategi. Vi utvider modellen stegvis for å vise den isolerte effekten tilknyttet hver kontrollvariabel.

## 4.2 Valg av funksjonsform

Fordi vi undersøker om innvandrersstatus gir forskjeller i elevprestasjoner mellom Norge og Sverige, inkluderer vi et interaksjonsledd. Norge settes som referanse, og vi får følgende modell der  $x$  representerer et sett andre faktorer som kan tenkes å påvirke leseresultater.

$$(i) \text{read}_i = \beta_1 + \beta_2 \text{imm} + \beta_3 \text{Sweimm} + \beta_4 \text{Swe} + \beta_i x_i + \varepsilon_i$$

Vi velger en lin-lin-funksjonsform da leseresultatene er standardisert. Funksjonen estimerer leseresultater (*read*). Funksjonen inneholder den avhengige variabelen (*read*), dummyvariabelen (*imm*) for innvandrersstatus og et interaksjonsledd (*Sweimm*) som representerer effekten av innvandrersstatus i Sverige. For å tolke estimerer trengs også dummyvariabelen (*Swe*) som representerer effekten av å være svensk.

$x_i$  representerer alle andre faktorer som kan påvirke leseresultater med tilhørende koeffisienter  $\beta_i$ . Første ledd,  $\beta_1$ , er modellens estimerte konstantledd. Siste ledd,  $\varepsilon_i$ , er et stokastisk restledd som fanger opp alle ukjente effekter ikke inkludert i modellen.

Fordi vi undersøker effekten av innvandrersstatus på leseresultater mellom Norge og Sverige er vi interessert i interaksjonsleddet *Sweimm*, som blir målt ved  $\beta_3$ . Den representerer effekten av å være svensk innvandrer, men ikke av å være svensk eller innvandrer. Dermed blir den samlede effekten for en svensk innvandrer:  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4$ .

Vi fant at modellen var heteroskedastisk, det vil si at standardavvikene ikke var konstante. Dette medførte at OLS-estimatorene forble objektive og konstant asymptotisk effektive, som fører til at estimatorene ikke er effisiente. Dette rettet vi opp ved å regne ut robuste standardavvik ved å bruke kommandoen *rreg* for regresjonen i Stata, slik at vi kunne bruke OLS-metoden til videre analyse (R L Thomas, 2005, s.480). Vi testet for dette ved å bruke kommandoen **hettest**, **rhs fstat** i stata. Dette er en test med

$$H_0: \text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 = \text{konstant for alle } i$$

$$H_1: \text{Var}(\varepsilon_i) \neq \sigma^2 \neq \text{konstant for alle } i$$



Testen gir en p-verdi på 0.000. Altså kan vi med sikkerhet forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet. Dvs. at minst en av variablene er heteroskedastiske.

### 4.3 Empirisk strategi

En inngående forklaring av estimeringsmetoden finnes i appendiks 1.

#### Modell

$$\text{Variant (i): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Norge: (i')} read_i = \beta_1 + \beta_2 + \varepsilon_i$$

$$\text{Sverige: (i'')} read_i = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (ii): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (iii): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (iv): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \beta_7clsize_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (v): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \beta_7clsize_i + \beta_8paredu_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (vi): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \beta_7clsize_i + \beta_8paredu_i + \beta_9books_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (vii): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \beta_7clsize_i + \beta_8paredu_i + \beta_9books_i + \beta_{10}ability_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (viii): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \beta_7clsize_i + \beta_8paredu_i + \beta_9books_i + \beta_{10}ability_i + \beta_{11}location_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Variant (ix): } read_i = \beta_1 + \beta_2imm_i + \beta_3Sweimm_i + \beta_4Swe_i + \beta_5girl_i + \beta_6kinderg\_att_i + \beta_7clsize_i + \beta_8paredu_i + \beta_9books_i + \beta_{10}ability_i + \beta_{11}location_i + \beta_{12}language_i + \varepsilon_i$$

Variant (x):  $read_i = \beta_1 + \beta_2 imm_i + \beta_3 Sweimm_i + \beta_4 Swe_i + \beta_5 girl_i + \beta_6 kinderg\_att_i + \beta_7 clsize_i + \beta_8 paredu_i + \beta_9 books_i + \beta_{10} ability_i + \beta_{11} location_i + \beta_{12} language_i + \beta_{13} peers_i + \varepsilon_i$

- (i) En estimering av effekt av innvandrersstatus på leseresultater. Første ledd er konstantledd, som kan tolkes som poeng man får dersom man hverken er innvandrer eller svensk. Andre ledd (*imm*) viser effekten av innvandrersstatus i Norge. For Svenske innvandrere inkluderes også både interaksjonsleddet *Sweimm* i tillegg til dummyvariabelen *Swe*, begge lik 1. Interaksjonsleddet viser effekt av å være svensk innvandrer, og *Swe* viser effekten av å være svensk. For Norge blir disse to variablene lik 0.
- (ii) Kontrollerer for effekt kjønn.
- (iii) Kontrollerer for effekt av tidlig sekundærsosialisering gjennom tid i barnehage.
- (iv) Kontrollerer for effekt av klassestørrelse.
- (v) Kontrollerer for effekt av foreldrenes utdanningsnivå.
- (vi) Kontrollerer for effekt av antall bøker i hjemmet. Kan tenkes å virke som erstatning for en inntektsparameter, i likhet med *paredu* i (v).
- (vii) Kontrollerer for effekt av tidlige leseferdigheter.
- (viii) Kontrollerer for effekt av antall innbyggere i skoledistriktet (urbanisering).
- (ix) Kontrollerer for effekt av hvilket språk som snakkes i hjemmet, og til hvilken grad.
- (x) Kontrollerer for effekt av innvandreretetthet på skolen.

#### 4.4 Oppsummering

I kapittel 4 har vi forklart vår empiriske strategi og redegjort for den økonometriske modellen. Vi valgte å benytte en lin-lin-modell da observerte leseresultater er standardisert på tvers av land. Modellen ble utvidet 9 ganger, der hver ny kontrollvariabel har en egen effekt som påvirker effekt av innvandrersstatus på leseresultater. Vi kan nå undersøke de empiriske funnene modellene gir.

## Kapittel 5: Empiriske resultater

### 5.1 Innledning

I dette kapitlet skal vi se på de empiriske resultatene av regresjonsanalysen vi har gjennomført.

Vi tar først for oss hovedproblemstillingen om innvandrerststatus gir samme forskjeller i elevprestasjoner i Norge som i Sverige der vi kontrollerer for påvirkning av andre faktorer.

Deretter skal vi se på analysen og de empiriske resultatene av tilleggsspørsmålet om effektene av kjønn.

Tabell 5.1 Estimert forskjell i testscore basert på ligningene (i)-(x). Fullstendige resultater i Appendiks 2.

Estimeringsmetode: OLS. Standardavvik i parentes.

	i	ii	iii	iv	v	vi	vii	viii	ix	x
<b>variabel</b>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>	<i>read</i>
<b>imm</b>	-47.163 (3.419)	-46.576 (3.411)	-40.509 (3.714)	-40.241 (3.728)	-36.625 (3.641)	-33.917 (3.610)	-30.250 (3.524)	-32.471 (3.822)	-28.921 (3.904)	-30.980 (3.951)
<b>Sweimm</b>	6.143 (3.946)	6.324 (3.929)	4.454 (4.271)	5.373 (4.330)	3.554 (4.225)	4.770 (4.182)	2.000 (4.082)	1.559 (4.375)	3.023 (4.382)	7.452 (4.440)
<b>Swe</b>	65.472 (1.462)	64.679 (1.457)	62.143 (1.528)	60.533 (1.627)	58.769 (1.572)	59.080 (1.555)	57.352 (1.1511)	57.517 (1.638)	57.305 (1.641)	59.026 (1.670)
<b>Kontroll for kjønn</b>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for barnehage</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for klassestørrelse</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for foreldre</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for bøker</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for ferdigheter</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for urbanisering</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>

<b>Kontroll for språk</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>	<i>ja</i>
<b>Kontroll for innvandrerrettetthet</b>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>nei</i>	<i>ja</i>
<b>Konstant</b>	509.088 (1.186)	499.309 (1.329)	488.068 (2.505)	481.373 (3.109)	470.603 (3.052)	460.606 (3.107)	446.715 (3.063)	444.928 (3.309)	446.778 (3.325)	449.908 (3.351)
<b>Observasjoner</b>	10,658	10,465	9,500	9,132	9,021	8,977	8,872	7,690	7,646	7,443
<b>R<sup>2</sup></b>	0.209	0.227	0.217	0.220	0.269	0.286	0.336	0.331	0.334	0.343

## 5.2 Empiriske hovedresultater

I denne delen skal vi forklare resultatene fra regresjonsanalysen<sup>2</sup> og samtidig se om resultatet fra modellene er signifikante ved å utføre hypotesetester på modellene. Med signifikansnivå på 5% og tosidig test må t-verdien være høyere enn kritisk verdi på 1,96 eller lavere enn kritisk verdi på -1,96 for å kunne forkaste nullhypotesen. Signifikansnivået svarer til sannsynligheten for å begå type 1 feil, altså å forkaste  $H_0$  når  $H_0$  er sann.

### Kommentarer grunnmodell

For å lese av resultatet for å være svensk innvandrer av tabellen må vi først ta resultatet av å være svensk, for så å legge til resultatet av å være innvandrer, og til slutt legge til resultatet av å være svensk innvandrer. Da får vi et resultat på 35,5 poeng i positiv score for den fulle modellen.  $\beta_3$  måler effekten av å være svensk innvandrer i seg selv, og estimeringene tilsier at det gir en positiv effekt på 7,5 (x) poeng i testscore.

For å se om resultatene er statistisk signifikant gjennomfører vi en t-test der vi tester hypotesene<sup>3</sup>:

$$H_0: \beta_3 = 0 \quad H_1: \beta_3 \neq 0$$

<sup>2</sup> I tabell 5.1 finner vi hovedresultatene fra den økonometriske analysen. Resultatene er basert på tabell A.2.1 som kan finnes i appendiks 2.

<sup>3</sup> Testen kan finnes i sin helhet i appendiks 3.

Her tester vi sannsynligheten for at interaksjonsleddet *sweimm* er signifikant. Den ser på om effekten av innvandrerstatus er betinget av land. Fremgangsmåte for denne testen i appendiks 3.

For et 5% signifikansnivå så beholder vi nullhypotesen i alle modellene, og for dette signifikansnivået kan vi ikke si at det å være svensk innvandrer har en signifikant effekt på testscore. Kritisk verdi for en tosidig t-test på et 10% signifikansnivå vil være 1,645. Fra testen i appendiks 3 ser vi at når alle kontrollvariabler inkluderes i modell (**x**) så vil variabelen *Sweimm* være signifikant på et 10% signifikansnivå med en t-verdi på 1,68.

Fordi Sverige har langt bedre leseresultater enn Norge, kan vi ikke sammenlikne de to landene direkte. Vi vil se på hvordan innvandrerstatus påvirker testresultatene i hver av landene. Da må vi se hvordan svenske innvandrere gjør det sammenlignet med etnisk svenske, og hvordan norske innvandrere gjør det sammenlignet med etnisk norske. Vi bruker resultatene fra den fullstendige modellen (**x**):

<b>Norge:</b>	Etnisk Norsk = 0	Norsk innvandrer = -31	Differanse = 31
<b>Sverige:</b>	Etnisk Svensk = 59	Svensk innvandrer = 35,5	Differanse = 23,5

Vi finner et større gap mellom etnisk norske / svenske og innvandrere i Norge enn i Sverige. Dette tyder på at effekten av innvandrerstatus har en sterkere negativ effekt i Norge sammenliknet med Sverige. Denne forskjellen tallfestes til 7,5 poeng (31-23,5).

Videre fra grunnmodellen kan vi se at innvandrerstatus gir et negativt resultat på testscore med -31 poeng. For å se om innvandrerstatus har en betydning på testscore i seg selv gjennomfører enda en t-test.

$$H_0: \beta_2 = 0 \quad H_1: \beta_2 \neq 0.$$

Vi har testet t-verdien for den fulle modellen og får en verdi på -7,8 som er langt under kritisk verdi for alle signifikansnivå. Vi forkaster nullhypotesen om at innvandrerstatus ikke har en effekt på testscore. Ut ifra dette resultatet kan vi si at det å være innvandrer har en signifikant negativ effekt på testscore.

Fra tabellen kan vi lese at det å være svensk utgjør 59 (x) poeng høyere poengsum på testscore enn å være norsk. Vi bruker en t-test for å teste om disse resultatene er statistisk signifikante.

$$H_0: \beta_4 = 0 \quad H_1: \beta_4 \neq 0$$

For alle modellene så er t-verdien langt over kritisk verdi for alle signifikansnivå, og i testen for den fulle modellen får vi en t-verdi på 35,3, noe som gjør at vi forkaster nullhypotesen. Vi kan dermed med klarhet si at svenskene gjør det bedre på lesetestene enn nordmenn.

### **Kommentar tilleggsproblemstilling**

Alle testene og resultatene vil bli målt ut fra den fulle modellen (x).

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av kjønnsforskjeller?*

Vi ser fra tabell A.2.1. at det å være jente utgjør 13,6 poeng forskjell i testscore. Vi tester om resultatet er signifikant.  $H_0: \beta_5 = 0 \quad H_1: \beta_5 \neq 0$

For den fulle modellen får vi en t-verdi på 10, noe som er langt over kritisk verdi. Vi forkaster nullhypotesen om at kjønn ikke har en innvirkning på testscore. Det å være jente kan derfor sies å ha en positiv effekt for testscore.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av tidlig sekundærsosialisering gjennom tid i barnehage?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at det å ha gått i barnehage har en positiv effekt på testscore med 7 poeng. Vi tester om resultatet er signifikant.  $H_0: \beta_6 = 0 \quad H_1: \beta_6 \neq 0$

T-verdien for den fulle modellen er 2,8, et resultat som ligger over kritisk verdi. Vi forkaster nullhypotesen om at det å ha gått i barnehage ikke har noen effekt på testscore. Vi kan derfor si at tidlig sekundærsosialisering gjennom tid i barnehage har en positiv effekt på testscore.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av klassestørrelse?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at hvis vi øker klassens størrelse med én elev per lærer, så vil det ha en positiv effekt på testscore med 0,18. Vi tester om resultatet er signifikant.  $H_0: \beta_7 = 0 \quad H_1: \beta_7 \neq 0$

T-verdien for den fulle modellen er 2,2 og høyere enn kritisk verdi på 1,96. Vi forkaster nullhypotesen, og kan dermed si at det har en positiv effekt på testscore å øke klassestørrelsen<sup>4</sup>.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av systematisk ulik andel høyere utdannede foreldre i Norge og Sverige?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at hvis minst én av foreldrene har høyere utdanning etter videregående skole, så vil det ha en positiv effekt på testscore med 22,9 poeng. Vi tester om resultatet er signifikant:

$$H_0: \beta_8 = 0 \quad H_1: \beta_8 \neq 0$$

T-verdien for den fulle modellen er 17, og høyere enn kritisk verdi på 1,96. Vi forkaster derfor nullhypotesen og kan dermed si at det har en positiv effekt på testscore å ha foreldre med høyere utdanning.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av ulikt antall bøker i hjemmet?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at hvis eleven har mer enn 100 bøker i hjemmet så vil det ha en positiv effekt på testscore med 17,6 poeng. Vi tester om resultatet er signifikant:

$$H_0: \beta_9 = 0 \quad H_1: \beta_9 \neq 0$$

T-verdien er 11,3 og høyere enn kritisk verdi på 1,96. Vi forkaster derfor nullhypotesen om at det å ha mer enn 100 bøker i hjemmet ikke vil ha en effekt på testscore. Vi kan derfor si at det å ha mange bøker i hjemmet vil ha en positiv effekt på testscore.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av ulike leseferdigheter i en tidlig alder?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at hvis eleven hadde høye leseferdigheter i en tidlig alder så vil det ha en positiv effekt på testscore på 33,5 poeng. Vi tester om resultatet er signifikant:

$$H_0: \beta_{10} = 0 \quad H_1: \beta_{10} \neq 0$$

T-verdien er 23,9 og høyere enn kritisk verdi. Vi forkaster derfor nullhypotesen og kan dermed si at det å ha gode leseferdigheter i en tidlig alder vil ha en positiv effekt på testscore.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av størrelse på befolkningen i skoledistriktet?*

---

<sup>4</sup> Funnet kan virke kontraintuitivt. Motstrider også mye tidligere litteratur rundt klassestørrelse, men vi bekymrer oss ikke over gyldigheten da variabelen uansett har en minimal effekt.

Fra tabell A.2.1. kan vi se at å bo et sted med over 100.000 innbyggere tilsier en positiv effekt på testscore med 14,9 poeng. Vi tester om resultatet er signifikant:

$$H_0: \beta_{11} = 0 \quad H_1: \beta_{11} \neq 0$$

T-verdien er 9,6, som er høyere enn kritisk verdi. Vi forkaster derfor nullhypotesen og kan dermed si at dersom eleven er fra en by med mer enn 100.000 innbyggere så vil det ha en positiv effekt på testscore.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av at elevene snakker testspråket i hjemmet eller ikke?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at elever som noen ganger eller alltid snakker annet enn lokalspråket i hjemmet presterer -11,1 poeng dårligere på testscore enn elever som alltid snakker lokalspråket hjemme. Vi tester om resultatet er signifikant:

$$H_0: \beta_{12} = 0 \quad H_1: \beta_{12} \neq 0$$

T-verdien er -4,4 og lavere enn kritisk verdi. Vi forkaster nullhypotesen, og kan dermed si at hvis eleven ikke alltid snakker lokalspråket hjemme vil det ha en signifikant negativ effekt på testscore.

*Kan forskjellen i elevprestasjoner forklares av tettheten av innvandrere på skolen?*

Fra tabell A.2.1. kan vi se at hvis tettheten av innvandrere på skolen er mer enn 26% så vil det ha en negativ effekt på testscore med -28,5 poeng. Vi tester om resultatet er signifikant:

$$H_0: \beta_{13} = 0 \quad H_1: \beta_{13} \neq 0$$

T-verdien for den fulle modellen er -9,8 som er lavere enn kritisk verdi på -1,96, og vi forkaster derfor nullhypotesen, og kan dermed si at om tettheten av innvandrere på skolen er 26% eller høyere vil det ha en negativ effekt på elevens testscore.



### 5.3 Analyse av tilleggsspørsmål

I denne delen av kapittelet skal vi svare på tilleggsspørsmålet som omhandler kjønn sin påvirkning på testscore.

*Er effekten av kjønn på effekten av innvandrerstatus den samme i Norge som i Sverige?*

Vi velger å skille dataene og modellene for Norge og Sverige hver for seg. Estimerer ( $\mathbf{x}$ ) og legger til interaksjonsledd mellom *imm* og *girl*. Ekskluderer ikke-signifikante kontrollvariabler<sup>5</sup>. Også variablene *Swe* og *Sweimm* utgår naturligvis i det følgende. Vi har følgende modell:

$$\begin{aligned} read_i = & \beta_1 + \beta_2 imm_i + \beta_5 girl_i + \beta_6 kinderg\_att_i + \beta_7 clsiz_i + \beta_8 paredu_i + \beta_9 books_i \\ & + \beta_{10} ability_i + \beta_{11} location_i + \beta_{12} language_i \\ & + \beta_{13} peers_i + \gamma_1 imm_i girl_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\text{Norge: (N) } read_i = \beta_1 + \beta_2 imm_i + \beta_5 girl_i + \beta_6 kinderg\_att_i + \beta_8 paredu_i + \beta_9 books_i + \beta_{10} ability_i + \beta_{11} location_i + \beta_{12} language_i + \gamma_1 imm_i girl_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Sverige: (S) } read_i = \beta_1 + \beta_2 imm_i + \beta_5 girl_i + \beta_7 clsiz_i + \beta_8 paredu_i + \beta_9 books_i + \beta_{10} ability_i + \beta_{11} location_i + \beta_{12} language_i + \beta_{13} peers_i + \gamma_1 imm_i girl_i + \varepsilon_i$$

#### **Kommentarer**

\*Når alle dummyer er lik null vil referansegruppen bli som følger:

Etnisk norsk / svensk gutt som ikke har ikke gått i barnehage, har ikke foreldre med høy utdanning, har lite bøker i hjemmet, har lave tidlige ferdigheter, snakker det lokale morsmålet hjemme, bor et sted med mindre enn 100 000 innbyggere, går på skole med mindre enn 26% innvandrere.

\* $\gamma_1$  tolker effekten av å være innvandrerjente.

---

<sup>5</sup> Fordi vi estimerer Norge og Sverige hver for seg, innebærer det at kontrollvariablene har ulik effekt på tvers av landene.

For Norge ekskluderes *clsiz* og *peers*. For Sverige ekskluderes *kinderg\_att*.

## 5.4 Empiriske resultater av tilleggsspørsmål

Tabell 5.2: Estimert regresjonsanalyse for likningene (N) og (S). Estimeringsmetode: OLS. Standardavvik i parentes.

VARIABLES	S read	N read
imm	-26.392 (2.816)	-33.698 (6.497)
girl	14.063 (1.631)	10.892 (3.038)
kinderg_att		13.537 (4.169)
clsize	0.218 (0.079)	
paredu	19.813 (1.619)	32.290 (3.136)
books	14.463 (1.703)	25.249 (3.338)
ability	29.540 (1.553)	44.104 (2.885)
location	15.803 (1.926)	11.891 (3.172)
language	-6.430 (2.690)	-27.574 (5.391)
peers	-32.585 (2.824)	
immgirl	0.265 (3.879)	20.432 (8.999)
Constant	521.471 (2.856)	431.993 (4.909)
Observations	5,233	2,341
R-squared	0.237	0.239

(N): Estimeringen viser at effekten av å være innvandrerjente er tilnærmet 20.4 poeng. Dette er statistisk signifikant på 10%. Vi får en t-verdi på 2.27 for  $\gamma_1$  og velger å forkaste nullhypotesen. Vi anser det som sannsynlig at det er en systematisk effekt av kjønn på effekten av innvandrerstatus i Norge. Sammenlignet med referansegruppen får norske innvandrerjenter 2.37 poeng mindre ( $\beta_2 + \beta_5 + \gamma_1$ ).

(S): Estimeringen tilsier at effekten av å være innvandrerjente er tilnærmet 0.27 poeng. Men estimatoren er ikke signifikant. Vi får en t-verdi 0.07, og vi kan ikke forkaste nullhypotesen om at  $\gamma_1$  er lik 0. Resultatene tyder på at det ikke er en systematisk effekt av kjønn på effekten av innvandrerstatus i Sverige. Sammenlignet med referansegruppen får svenske innvandrerjenter 12.33 poeng mindre ( $\beta_2 + \beta_5$ ).

Modellene (N) og (S) fremhever forskjellene mellom de to landene. Vi finner at innvandrerstatus har en noe sterkere negativ effekt på elevprestasjoner i Norge enn i Sverige ( $\beta_2$ ). På den andre siden er den positive effekten av å være jente større i Sverige enn i Norge ( $\beta_5$ ). Likevel viser det seg at norske innvandrerjenter gjør det systematisk relativt bedre enn samme gruppe i Sverige når vi kontrollerer for andre forhold<sup>6</sup> ( $\gamma_1$ ). Like fullt får svenske innvandrerjenter samlet sett 79,52 poeng mer enn norske innvandrerjenter.

## 5.5 Oppsummering

I dette kapittelet har vi forklart resultatene fra analysen og funnet at innvandrerstatus sin effekt på leseresultater er større i Norge enn i Sverige med estimerte 7,5 poeng større forskjell i testscore. Vi fant også at alle de sosioøkonomiske faktorene vi kontrollerte for forklarte noe av forskjellene i elevprestasjoner. Til slutt fant vi at kjønn påvirker innvandrerstatus sin effekt på leseresultater ulikt i Norge og Sverige.

# Kapittel 6: Oppsummering og konklusjon

## 6.1 Oppsummering og konklusjon

Vi stilte spørsmålet om innvandrerstatus sin effekt på elevprestasjoner er den samme i Norge som Sverige, og om forskjellene i elevprestasjoner kunne forklares av andre sosioøkonomiske faktorer og elev- og foreldrekarakteristika. I tillegg ville vi undersøke om kjønn sin effekt på effekten av innvandrerstatus var den samme i Norge som i Sverige.

Tidligere litteratur har vist at hvor tidlig innvandrere deltar i skolegangen er avgjørende for senere prestasjoner. Det har også blitt påvist at jenter stort sett presterer bedre enn gutter. Fordi vi valgte å ikke skille mellom 1. og 2. generasjonsinnvandrere, og fordi Norge og Sverige har

---

<sup>6</sup> Observerer at konstantleddet i estimeringen for Sverige er omtrent 90 poeng høyere enn for Norge. Vi ser bort fra det her, da vi er interessert i de relative resultatene.

brede likhetstrekk, gjorde det tolkningen av analysen krevende, men også resultatene overraskende.

For å undersøke problemstillingene konstruerte vi først 10 modeller samlet for Norge og Sverige. Vi benyttet en lin-lin-funksjon, da datasettet vårt registrerte elevprestasjoner på en standardisert lesetest. Vi startet med en grunnleggende modell for interessevariablene *imm*, *Swe* og interaksjonsleddet *Sweimm*. Deretter utvidet vi modellen med kontrollvariabler, før vi skilte dataene for de to landene hver for seg. Da var vi i stand til å undersøke tillegsspørsmålet angående kjønn og innvandrerstatus.

### Hovedfunn i analysen

- Prestasjonsgapet mellom nordmenn og svensker er betydelig. Svenskene gjør det rundt 59 poeng bedre enn nordmenn – omtrent 13% høyere resultater
- Innvandrerstatus sin effekt på elevprestasjoner er ikke lik for Norge og Sverige. Den negative effekten av innvandrerstatus tallfestes til 7,5 poeng sterkere i Norge sammenliknet med Sverige. Samlet sett tyder resultatene på at svenske innvandrere presterer 66,5 poeng bedre enn norske innvandrere etter kontroll for andre faktorer.
- Alle de sosioøkonomiske faktorene og elev- og foreldrekarakteristikaene vi inkluderte forklarte deler av forskjellene i elevprestasjoner.
- Vi fant at kjønn sin effekt på effekten av innvandrerstatus ikke var lik i Norge som i Sverige. Effekten ble tallfestet til 20,4 poeng høyere for norske innvandrerjenter mot svenske innvandrerjenter. Likevel presterer svenske innvandrerjenter samlet sett hele 79,52 poeng høyere enn norske innvandrerjenter.

## 6.2 Svakheter ved modellen

Vi har konstruert en modell som analyserer forskjellen mellom elevprestasjoner med innvandrerstatus i Norge og Sverige. Vi har kontrollert for en del faktorer som kjønn, barnehage, klassestørrelse, foreldrenes utdanningsnivå, antall bøker i hjemmet, tidlige leseevner, urbanisering, språk i hjemmet og innvandrerstatus. I denne delen av kapitlet skal vi nevne de mest betydelige svakheter ved vår modell, og andre faktorer som bør kommenteres.

- Vi valgte å ikke skille mellom 1. og 2. generasjonsinnvandrere i analysen, og begrenset oss til innvandrerstatus i seg selv. På den andre siden kontrollerte til en viss grad for hvor tidlig eleven ankom landet gjennom *kinderg\_att*. Tidligere litteratur har vist at 2. generasjonsinnvandrere gjør det bedre enn 1. generasjonsinnvandrere (Bratsberg, Raum og Røed, 2012).
- Feilkilde innad i PIRLS testen. Enkelte store byskoler med mange minoritetsspråklige elever i Norge, valgte å ikke delta i PIRLS 2001. Denne beslutningen skyldes at Norge kom for sent med i undersøkelsen, og førte til at gruppen med minoritetsspråklig elever ble svakt representert og deltakelsen av store byskoler ble minimal (Wagner 2004). Følgelig kan våre estimater bli skjeve.
- Den endelige modellen har mange variabler, noe som kan føre til problemer med overfitting. Dette er et problem som oppstår når en modell har mange variabler i forhold til antall observasjoner. Modellen vil da begynne å beskrive variansen i datasettet heller enn de egentlige underliggende sammenhengene.
- Modellen kan gjøres mer tankeøkonomisk ved å ha et interaksjonsledd separat for norsk og innvandrer, og svensk og innvandrer, for å se mer tydelig hvordan man separerer ut de riktige kategoriene i interaksjonsvariabelen.
- Det er flere respondenter for Sverige enn for Norge. Dette kan potensielt gjøre dataene våre mer nøyaktige for Sverige.
- I mangel på like mange observasjoner i de ulike modellene så har vi ikke kunnet redegjøre for hvor stor påvirkning de ulike forklaringsvariablene har på testscore.
- Mulige utvidelser:
  - Gjennomføre samme analyse med data fra PIRLS 2004 eller senere år for å undersøke utvikling og endring i resultatene.
  - Skille mellom 1. og 2. generasjonsinnvandrere.
  - Inkludere flere kontrollvariabler elevsammensetning og lærerkvalitet.

## Kapittel 7: Referanser og appendiks

### 7.1 Litteraturliste

1. Berg, S. *et al.* (2016). *Kostnader ved mangelfull utdanning av asylsøkere og flyktninger*. (rapport nr. 32-2016). Viken: Fafo. Tilgjengelig fra: <https://static1.squarespace.com/static/576280dd6b8f5b9b197512ef/t/5762a96cebbd1aa283fdeee1/1466083695959/R32-2016+Samfunnsøkonomiske+kostnader+ved+at+asylsøkere+og+flyktninger+får+mangelfull+grunopplæring.pdf> (Hentet dato 29.04.2020)
2. Bratsberg, B., Raaum, O., & Røed, K. (2012). *Educating Children of Immigrants: Closing the Gap in Norwegian Schools*. *Nordic Economy Policy Review*, Vol 3(1), s. 211-251. Tilgjengelig fra: <https://www.frisch.uio.no/publikasjoner/pdf/EducatingChildrenOfImmigrants.pdf> (Hentet dato: 29.04.2020)
3. Egge-Hoveid, K., Sandnes, T. (2015). *Innvandrere og norskfødte med innvandrerforeldre i et kjønns- og likestillingsperspektiv*. (2015/26). Oslo-Kongsvinger: SSB. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/befolkning/artikler-og-publikasjoner/innvandrer-og-norskfodte-med-innvandrerforeldre-i-et-kjonns-og-likestillingsperspektiv> (Hentet dato 30.04.2020)
4. Enersen, M. A. (2019). «Det brenner på Oslo øst» «Svenske tilstander» i norske medier 2000-2018 – en diskursanalyse. Masteroppgave. Universitetet i Oslo. Tilgjengelig fra: [https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/70202/Enersen\\_2019.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://www.duo.uio.no/bitstream/handle/10852/70202/Enersen_2019.pdf?sequence=1&isAllowed=y) (Hentet dato 29.04.2020)
5. Kruger, A. B., Whitmore, D. M. (2001). *The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project Star*. *The Economic Journal*, Vol 111(468), s.1-28. Tilgjengelig fra: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/1468-0297.00586> (Hentet dato 30.04.2020)
6. Thomas, R. L. (2004). *Using Statistics in Economics*. 1. Utgave. Maidenhead: McGraw Hill Higher Education
7. Wagner, Å. K. H., (2004). *Hvordan leser minoritetsspråklige elver i Norge?* (Nasjonalt senter for leseopplæring og leseforskning). Tilgjengelig fra: [https://lesesenteret.uis.no/getfile.php/13661/Lesesenteret/PIRLS\\_Lilla\\_Norsk\\_Minoritetsspråklig\\_e.pdf?fbclid=IwAR2ZVmU8fO0bIXHCvqrerzCapTJf9a\\_M2pkFqEcX0wShHaRmFSenEdXOZfc](https://lesesenteret.uis.no/getfile.php/13661/Lesesenteret/PIRLS_Lilla_Norsk_Minoritetsspråklig_e.pdf?fbclid=IwAR2ZVmU8fO0bIXHCvqrerzCapTJf9a_M2pkFqEcX0wShHaRmFSenEdXOZfc) (Hentet dato: 08.05.2020).
8. support.minitab.com, (2019). *Methods and formulas for Multiple Regression* (Hentet dato 14.5.2020) Tilgjengelig fra <https://support.minitab.com/en-us/minitab-express/1/help-and-how-to/modeling-statistics/regression/how-to/multiple-regression/methods-and-formulas/methods-and-formulas/#standard-error-of-the-coefficient-se-coef>

## 7.2 Appendiks

### Appendiks 1

For å undersøke disse sammenhengene benytter vi oss av multippel lineær regresjon gjennom OLS – estimering. Her følger en kort utredelse av denne metoden samt en beskrivelse av tilhørende egenskaper og antagelser (Utredelse hentet fra kapittel 9 og 13 i R L Thomas, 2005. Egenskaper og antagelser hentet fra kapittel 11, 12 og 13 i R L Thomas, 2005).

Innen statistikk er regresjonsanalyse en kvantitativ analyse av sammenhenger mellom en eller flere avhengige variabler og en eller flere uavhengige variabler. Siden vi ønsker å undersøke lineære sammenhenger kan vi benytte oss av metoden *Ordinary least-squares (OLS)*. I tilfellet med to variabler, en avhengig ( $Y$ ) og en uavhengig ( $X$ ), antar man at disse variablene er tilknyttet hverandre ved den lineære sammenhengen:

$$E(Y) = \alpha + \beta X$$

Altså har man for enhver verdi av  $X$  en forventet verdi av  $Y$ . Siden dette er en idealisering vil man i virkeligheten observere fra datamaterialet at de faktiske verdiene til  $Y$  avviker fra de forventede verdiene  $E(Y)$ . For å beskrive dette introduserer vi et ledd for avvik:  $\varepsilon$ . Vi kan da uttrykke de observerte  $Y$ -verdiene slik:

$$Y = E(Y) + \varepsilon$$

Dette gir oss da sammenhengen:

$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon$$

Vi kan benytte dette rammeverket for de  $i$  individuelle observasjonene i datasettet vårt:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$$

Dette er altså vår ideelle modell som vi ønsker å finne. For å gjøre det må vi estimere  $\alpha$  og  $\beta$ . Vi kan tenke oss en estimert sammenheng:

$$\hat{Y} = a + bX$$

Her er  $a$  en estimator for  $\alpha$ ,  $b$  en estimator for  $\beta$ , og  $\hat{Y}$  er den predikerte verdien til  $Y$  basert på  $a$ ,  $b$ , og  $X$ . Vi kan gjøre dette for alle våre observasjoner:

$$\hat{Y}_i = a + bX_i$$

Vi kan så måle avviket mellom de predikerte ( $\hat{Y}_i$ ) og de faktiske ( $Y_i$ ) verdiene til  $Y$ . Dette målet defineres som residualen  $e$ :

$$Y_i = \hat{Y}_i + e_i$$

Vi kan så bruke OLS til å finne verdier til a og b som minimerer residualene. Mer spesifikt ønsker vi å minimere summen av kvadratene av residualene:

$$\begin{aligned} & \min \sum e_i^2 \\ & = \min \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \\ & = \min \sum (Y_i - a - bX_i)^2 \end{aligned}$$

For å gjøre dette kan man partiell-derivere mhp. a og b, og sette de følgende uttrykkene lik null:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial a} &= -2 \sum (Y_i - a - bX_i) = 0 \\ \frac{\partial \sum e_i^2}{\partial b} &= -2 \sum X_i(Y_i - a - bX_i) = 0 \end{aligned}$$

Man kan så løse for a og b, og får da at:

$$\begin{aligned} a &= \bar{Y} - b\bar{X} \\ b &= \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \end{aligned}$$

Man kan så måle hvor godt denne estimerte modellen passer til datasettet ved å regne ut  $R^2$  som er definert som

$$\begin{aligned} R^2 &= \frac{(\text{Variasjon av } Y_i \text{ rundt } \bar{Y}) - (\text{Variasjon av } Y_i \text{ rundt } \hat{Y})}{(\text{Variasjon av } Y_i \text{ rundt } \bar{Y})} \\ &= \frac{\sum (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum (Y_i - \bar{Y})^2} \end{aligned}$$

Dette gir intuitiv mening da en modell med liten variasjon av datasettet rundt de predikerte verdiene vil gi en  $R^2$  nært 1. Siden  $R^2$  tar verdier fra 0 til 1 gir dette mening. Det viser seg også at  $R^2$  også kan regnes ut som korrelasjonskoeffisienten kvadrert, noe som også gjør den meget praktisk å regne ut.

Ved å bruke samme fremgangsmetode kan man utvide OLS estimeringsmetoden til modeller med flere enn to variabler. Summen av kvadratresidualer som man ønsker å minimere for en modell med en avhengig variabel og  $k - 1$  uavhengige variabler blir da:

$$\sum e_i^2 = \sum (Y_i - b_1 - b_2X_{2i} - b_3X_{3i} - \dots - b_kX_{ki})^2$$



Det må merkes at uttrykkene man ender opp med fort blir veldig rotete, og at utregningen man må gjøre for å kunne estimere sammenhenger blir veldig omfattende. De er derfor i disse tilfellene best overlatt til datamaskiner.

Når man tar steget over til disse mer kompliserte modellene kan det dukke opp et problem som man må være bevist på, nemlig multikollinearitet. Dette er et fenomen som oppstår når to av de uavhengige variablene er tilnærmet perfekt korrelert. Når dette skjer bryter OLS-prosessen sammen, da man kan bruke forholdet mellom de korrelerte variablene til å manipulere modellen til stort sett hva man vil. Det er ikke lenger en unik løsning som minimerer variansen. For å unngå dette må man undersøke datasettet man bruker for å prøve å fange dette opp. Hvis man oppdager tilnærmet perfekt korrelasjon, er man nødt til å droppe en av variablene fra modellen.

Det er noen egenskaper sentralt til estimering vi ønsker at en god estimator skal oppfylle. Disse kan deles opp i egenskaper ved små utvalg og egenskaper ved store utvalg. For små utvalg ønsker vi at estimatoren skal være den beste lineære upartiske/objektive estimatoren (BLUE = Best Linear Unbiased Estimator). I dette ligger det at estimatoren er:

- Lineær: Estimatoren er en lineær funksjon av utvalgsdataene. Dette er ønskelig da lineære funksjoner generelt sett er enkle å jobbe med.
- Upartisk/Objektiv: Estimatoren introduserer ingen systematisk feiltendens; den vil ikke regelmessig under- eller overestimere parameteren den estimerer for.
- Best/Effektiv: Estimatoren er den upartiske/objektive estimatoren med lavest varians. Dette er ønskelig, da en estimator med lav varians i gjennomsnitt vil gi bedre estimater enn en estimator med høyere varians.
- En kan også velge å heller enn å hardt prioritere objektivitet foran effektivitet, rangere estimatorene ved en kalkulering som baserer seg på begge, hvor en så kan vekte hvor mye av hver som skal prioriteres.

For store utvalg ønsker vi å ha asymptotisk objektivitet, konsistens og effektivitet:

- Asymptotisk objektivitet: Når størrelsen på utvalget går mot uendelig så vil forventningsverdien til estimatoren gå mot verdien til den parameteren den estimerer. Estimatoren introduserer ingen systematiske feil når utvalget blir stort.
- Konsistens: Når størrelsen på utvalget går mot uendelig vil fordelingen til utvalgsgjennomsnittet konvergere mot verdien til det estimerte parametere og variansen vil bli null.

- Effektivitet: Estimatoren er den estimatoren som når konsistenskravet raskest når utvalgsstørrelsen går mot uendelig.

### 1. Antagelser for OLS

Ved klassisk OLS gjøres det visse antagelser. Disse kan deles inn i antagelser om forklaringsvariabelen og restleddet.

Forklaringsvariabelen:

- Forklaringsvariabelen antas å ikke være stokastisk.
- Forklaringsvariabelen antas å ha verdier som ikke endrer seg gjennom gjentatte utvalg.
- Forklaringsvariabelen antas å ha en varians som konvergerer mot en fast konstant når utvalgsstørrelsen går mot uendelig.
- I OLS med flere forklaringsvariabler kreves det også at det ikke eksisterer noen eksakte lineære sammenhenger mellom noen av forklaringsvariablene. (Ingen multikollinearitet)

Restleddet:

- Forventningsverdien til restleddet er lik null.
- Variansen er lik for alle restleddene (Homoskedastisitet)
- Ingen av restleddene er korrelert.
- Fordelingen til alle restleddene er normalfordelt.

Gitt at disse antagelsene er oppfylt vil OLS-estimatoren har de egenskapene som er beskrevet over. For en mer detaljert oversikt over hvilke antagelser som sikrer hvilke egenskaper se side 365 i R L Thomas, 2005.

Med disse antagelsene kan en også regne ut standardavvikene til regresjonskoeffisientene. Først regner man ut den felles variansen ved følgende estimator:

$$s^2 = \frac{\sum e_i^2}{n - k}$$

Hvor k er antallet parametere i modellen. Standardavviket til det i-te parametere kan så regnes ut som kvadratroten av det i-te elementer i diagonalen til følgende matrise (support.minitab.com, 2019):

$$(X'X)^{-1}s^2$$

Hvor X er design-matrisen til regresjonen.

## Appendiks 2

Tabell A.2.1. Standardavvik i parentes

VARIABLES	i read	ii read	iii read	iv read	v read	vi read	vii read	viii read	ix read	x read
imm	-47.163 (3.419)	-46.576 (3.411)	-40.509 (3.714)	-40.241 (3.728)	-36.625 (3.641)	-33.917 (3.610)	-30.250 (3.524)	-32.471 (3.822)	-28.921 (3.904)	-30.980 (3.951)
Sweimm	6.143 (3.946)	6.324 (3.929)	4.454 (4.271)	5.373 (4.330)	3.554 (4.225)	4.770 (4.182)	2.000 (4.082)	1.559 (4.375)	3.023 (4.382)	7.452 (4.440)
Swe	65.472 (1.462)	64.679 (1.457)	62.143 (1.528)	60.533 (1.627)	58.769 (1.572)	59.080 (1.555)	57.352 (1.511)	57.517 (1.638)	57.305 (1.641)	59.026 (1.670)
girl		20.831 (1.263)	20.185 (1.319)	20.278 (1.348)	20.112 (1.302)	19.992 (1.289)	14.789 (1.270)	14.107 (1.353)	14.134 (1.353)	13.569 (1.357)
kinderg_att			16.066 (2.421)	15.125 (2.451)	8.428 (2.393)	7.923 (2.371)	6.805 (2.299)	7.630 (2.465)	7.282 (2.466)	6.984 (2.494)
clsiz				0.344 (0.086)	0.273 (0.083)	0.257 (0.083)	0.217 (0.080)	0.247 (0.083)	0.235 (0.083)	0.175 (0.082)
paredu					33.587 (1.335)	26.602 (1.406)	25.006 (1.366)	24.406 (1.473)	24.241 (1.474)	22.923 (1.482)
books						21.350 (1.482)	20.105 (1.440)	19.291 (1.545)	18.806 (1.552)	17.592 (1.561)
ability							34.354 (1.308)	33.485 (1.396)	33.525 (1.397)	33.500 (1.402)
location								10.730 (1.615)	11.056 (1.621)	14.858 (1.678)
language									-14.134 (2.484)	-11.130 (2.502)
peers										-28.462 (2.896)
Constant	509.088 (1.186)	499.309 (1.329)	488.068 (2.505)	481.373 (3.109)	470.603 (3.053)	460.606 (3.107)	446.715 (3.063)	444.928 (3.309)	446.778 (3.325)	449.908 (3.351)
Observations	10,658	10,465	9,500	9,132	9,021	8,977	8,872	7,690	7,646	7,443
R-squared	0.209	0.227	0.217	0.220	0.269	0.286	0.336	0.331	0.334	0.343

### Appendiks 3

Vi en modell av typen:  $Y = \alpha + \beta x + \gamma z + \varepsilon$ , der  $z$  er en linjevektor av kontrollvariabler og med tilhørende koeffisienter  $\gamma$ .

For å estimere modellen, har vi i oppgaven brukt Ordinary Least Squares (OLS) metoden. Da blir OLS-estimatoren for  $\beta$  lik  $b$ , og modellen blir seende slik ut:  $\hat{Y} = a + bx + \gamma z + \varepsilon$

Estimatoren for  $\beta$  er forventningsrett ( $E(b) = \beta$ ) og har varians  $\sigma_b^2 = \frac{\sigma^2}{\sum(x_i - \bar{x})^2}$

Gitt at det stokastiske restleddet  $\varepsilon$  er normalfordelt, må også  $Y$  være normalfordelt. Da vil også den estimerte  $b$  være normalfordelt,  $b \sim N(\beta, \sigma_b^2)$ . Skrives også som:  $\frac{b - \beta}{\sigma_b} \sim N(0,1)$

#### T-test

Vi tester variabelen  $\beta_3$  fra modell (i) som måler effekten av å være svensk innvandrer, for å se om det er statistisk signifikant at innvandrerstatus har lik effekt på testscore i Norge og Sverige.

$$H_0: \beta_3 = 0$$

$$H_1: \beta_3 \neq 0$$

Her velger vi å bruke et 5% signifikansnivå ( $\alpha = 0,05$ ). Vi har en tosidig test, noe som innebærer at vi har et 2,5% signifikansnivå for hver av sidene av normalfordelingen.

Fordi  $\frac{b - \beta}{\sigma_b} \sim N(0,1)$  må dette også gjelde for  $\beta_3 = 0$  for at nullhypotesen skal holde.

Vi forkaster  $H_0$  dersom  $\frac{\beta_3 - 0}{\sigma_{b_3}} > Z_{0,025}$  eller  $\frac{\beta_3 - 0}{\sigma_{b_3}} < -Z_{0,025}$

Fordi vi ikke kjenner den sanne verdien på variansen til  $b$  så må vi bruke den forventningsrette estimatoren  $s$ :  $E(s) = \sigma$ . Dette gjør at vi ikke kan bruke standard normalfordeling, og vi går derfor over til å bruke t-fordeling. Antall observasjoner =  $n = 10,658$ , Antall frihetsgrader =  $n - 2 = 10,660$

$$\frac{b_3 - \beta}{s_{b_3}} \sim t_{10660}$$

Vi leser vi av verdiene fra tabell A1, som du finner i kapittel appendiks 1:  $-1,96 < \frac{2,251}{3,953} < 1,96$

Vi får at  $0,569 < 1,96$

Fordi  $0,569$  er innenfor de kritiske verdiene så beholder vi nullhypotesen om at innvandrersstatus har lik effekt på testscore i de to landene.  $0,569$  er ikke signifikant forskjellig fra null.

Vi kan lese rett av regresjonstabellen i Stata, og vi gjør det for resten av modellene:

$$(ii) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{2,583}{3,935} = 0,656 < 1,96$$

$$(iii) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{1,712}{4,281} = 0,399 < 1,96$$

$$(iv) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{2,704}{4,342} = 0,622 < 1,96$$

$$(v) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{1,624}{4,245} = 0,382 < 1,96$$

$$(vi) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{1,82}{4,207} = 0,432 < 1,96$$

$$(vii) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{0,607}{4,094} = 0,148 < 1,96$$

$$(viii) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{1,521}{4,373} = 0,347 < 1,96$$

$$(ix) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{2,58}{4,375} = 0,589 < 1,96$$

$$(x) \frac{b_3}{s_{b_3}} = \frac{8,291}{4,436} = 1,869 < 1,96$$

$$(N) \frac{\gamma_1}{s_{\gamma_1}} = \frac{20,432}{8,999} = 2,27 > 1,645$$

$$(S) \frac{\gamma_1}{s_{\gamma_1}} = \frac{0,265}{3,879} = 0,07 < 1,645$$

