

Marxisterna och GAL-TAN

En kritisk undersökning av Hampus Anderssons
rapport: "I Väntan På Klasspolitik"



**Från klasskamp
till kulturkamp?**
– en artikelserie från
föreningen Aurora.

num
mer. 2

Viktor Östfoss



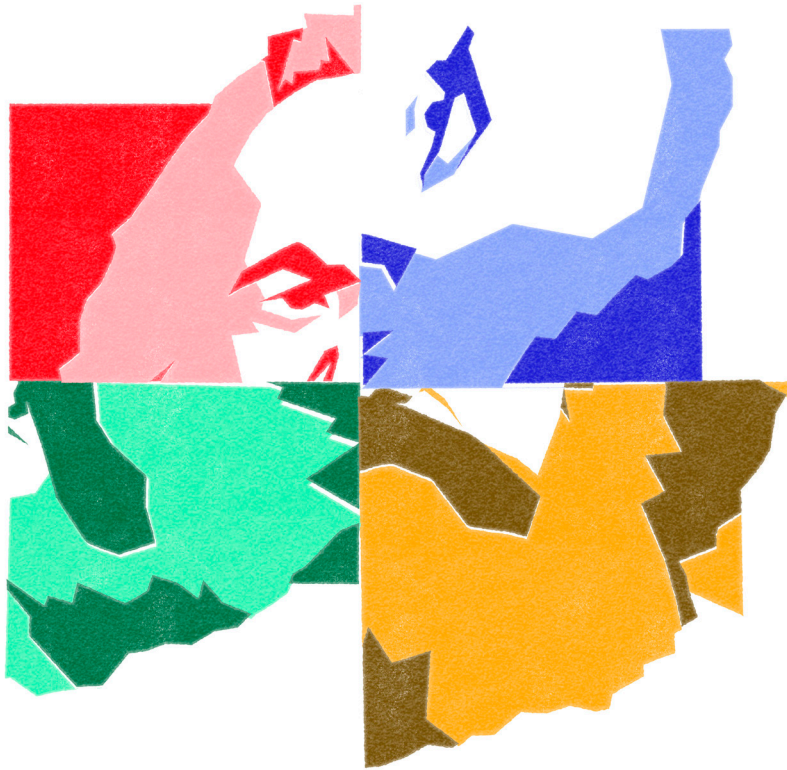
Introduktion

Denna artikel har i sitt blickfång Hampus Anderssons bidrag, ”I väntan på klasspolitik – en klassmedveten befolkning utan representation”, i den uppmärksammade rapportserien ”Klass i Sverige” som gavs ut av det fackliga idéinstitutet Katalys som bedriver utredningsverksamhet och opinionsbildning.¹ Rapportserien har sedermera getts ut som en antologi 2021, där Anderssons rapport ingår som ett av få bidrag som tar sin utgångspunkt i kvantitativ analysmetod.² Syftet med denna artikel är att kritiskt undersöka denna rapport inom ramen för föreningen Auroras temaserie: ”Från klasskamp till kulturkamp? GAL-TAN i kulturkriget i Sverige.”

Anderssons rapport syftar till att undersöka ideologisk positionering i relation till klass utifrån ett marxistiskt perspektiv. Detta görs med utgångspunkt i hur olika klasspositioner fördelar sig utmed en tvådimensionell ideologisk axel: 1) *socioekonomisk* (vänster-höger) och 2) *sociokulturell* (GAL-TAN). Anderssons slutsats är att den historiskt starka ideologiska polariseringen i Sverige, sett i avseende till ekonomisk fördelningsspolitik (vänster-höger-dimensionen), mellan arbetarklassen och de övre klasserna kvarstår. Dock menar Andersson att ”[v]ad som från ett vänsterperspektiv gör läget politiskt komplext är att de klasspositioner som är mest vänster också tenderar vara mer auktoritära”.³ Konsekvensen enligt Andersson är att i tider, likt den vi lever i för tillfället, då vänster-högerkonflikten inte artikuleras politiskt bidrar de auktoritära tendenserna inom arbetarklassen

till att den alternativa sociokulturella polariseringen förstärks. Tadelningen mellan en auktoritär och frihetlig pol speglar för Andersson en operationalisering av den GAL-TAN-skala som används i rapportens statistiska analyser.⁴ Vad som gör Anderssons bidrag intressant är att den, i likhet med denna artikelserie, tar som sin utgångspunkt ett marxistiskt perspektiv på politisk samhällsanalys, där klassdimensionen innehar den centrala positionen.⁵

Denna artikel ämnar genomföra tre saker. I ett första steg kommer den att undersöka hur GAL-TAN används konkret i rapportens analys, med fokus på hur modellen operationaliseras i relation till det teoretiska ramverket. Därefter kommer den att utgå från samma empiriska material som Andersson i syfte att undersöka huruvida operationaliseringen av GAL-TAN-skalan följer grundläggande statistisk metodologi. I ljuset av de resultat som de första två stegen visar kommer slutligen en empirisk analys presenteras, med samma datamaterial, på den fråga som utgör själva navet i den politiska polarisering som diskussionerna som GAL-TAN i hög utsträckning kretsar runt i Sverige, frågan om invandring.



Inom ramen för denna artikel kommer rapportens teoretiska och metodologiska hantering av GAL-TAN att utgöra det huvudsakliga undersökningsobjektet. Det kommer således inte i någon större utsträckning beröra andra dimensioner av relevans för den marxistiska klassanalysen som diskuteras i rapporten.

Denna artikel ämnar inte ge några slutgiltiga svar utan snarare erbjuda ledtrådar för framtida analyser. Artikeln kan ses som ett led i att utifrån GAL-TAN ”skärskåda ett bredare samhällsfenomen som tydligast kristalliseras i föreställningen om ett pågående ’kulturkrig’, det vill säga föreställningen om att politik alltmer struktureras av kulturella konfliktlinjer, frikopplade från materiella bestämningsfaktorer” som deklarerades i denna temaseriens introducerande artikel.⁶ Som denna artikel kommer att visa finns det skäl att ifrågasätta den empiriska bärkraftigheten hos de teoretiska antaganden som GAL-TAN-modellen utgår ifrån.

I en tid då politik inte sällan likställs med etik kan det krävas en viss kritisk distans till de ytfenomen som präglar den politiska sfären och de konfliktlinjer som ryms däri, för att i stället betrakta dessa med mer nyktra ögon. I min mening är ett första steg på väg mot tillnyktring en insikt om det sjukdomstillstånd som präglar de politiska krafter som säger sig värna arbetarklassens intressen. Min övertygelse är att ett historiematerialistiskt perspektiv kan, med dess vetenskapliga ideal, bistå till en sådan tillnyktringsprocess.

”I väntan på klasspolitik”.

Empiri och metod

Redan vid en snabb genomgång står det klart att Anderssons rapport har en rad brister, varav några kommer att behandlas nedan. Det är dock nödvändigt att klargöra att följande genomgång *inte* syftar till att behandla artikelns övergripande teoretiska ramverk eller metodologiska avvägningar om dessa inte är direkt länkade till artikelns mer begränsade syfte.⁷ Detta innebär att artikeln inte kommer att diskutera en lång rad frågor av kritisk karaktär som skulle kunna riktas mot artikeln på teoretisk, metodologisk och empirisk grund. Att jag i artikeln accepterar premisserna i Anderssons empiriska behandling ska därmed inte tas som intäkt för att jag inte har invändningar mot dessa. I stället bör genomgången ses som en kritik som utgår från dessa premisser men som visar att slutsatserna som tidigare dragits är bristfälliga, både teoretiskt och metodologiskt.

Det empiriska material som Andersson använder sig av är European Social Survey (ESS).⁸ Utgångspunkten för rapportens statistiska analys är att de två ideologiska polerna (vänster-höger och GAL-TAN) konstrueras som indexvariabler genom att beakta respondenternas svar på en rad frågor i undersökningen som anses korrespondera med polernas ideologiska innehåll. För att konstruera en

variabel för GAL-TAN-dimensionen använder sig Andersson av sex frågor i enkäten för att utforma en skala som han menar på ett lämpligt sätt fångar polariseringen mellan ”frihetliga” och ”auktoritära” attityder.⁹

Tanken bakom detta är att det ska fånga en underliggande dimension, eller latent egenskap, som i detta fall utgörs av attityder som kan placeras in på en GAL-TAN-skala. Denna latent dimension kan inte mätas direkt utan fångas indirekt genom den uppsättning variabler som väljs ut för att fånga den latent dimensionen. Syftet med att utforma dessa typer av index eller skalor är helt enkelt att man utifrån teoretiska antaganden förväntar sig att vissa typer av variabler, i detta fall svaren på enkätfrågor, hör samman och därmed korrelerar med varandra. För att undersöka sådana korrelationsstrukturer går det att använda olika typer av statistiska metoder.

Nedan följer en genomgång av Anderssons konstruktion av en GAL-TAN-skala och om den uppfyller dessa grundläggande statistiska antaganden. Som ett första steg i denna undersökning behöver dock de frågor som används i skalan studeras närmare då urvalet är förknippat med en rad oklarheter.

Frihetlig eller auktoritär? En fallerande logik

I skapandet av GAL-TAN-skalan har Andersson identifierat sex frågor som återspeglar den tänkta polariteten mellan GAL och TAN, eller frihetlig och auktoritär som författaren ofta väljer att benämna denna polaritet. I sin undersökning slår Andersson samman alla de åtta insamlingsvägor som skett under perioden 2002–2016 (ESS 1-ESS 8). Urvalsgrunden är, får man anta, förutom teoretisk även pragmatisk då frågeobjekten måste ha ställts i alla ESS-omgångar för att det ska vara möjliga att ingå i de regressionsanalyser som genomförs i artikeln. De är tre områden som lyfts fram för att fånga GAL-TAN-skalan: invandring, sexualitet och miljöskydd. Nedan följer de sex frågorna (som de formuleras i enkäten) med tillhörande svarsalternativ:

(1) *Blir Sverige ett sämre eller bättre land att leva i av att människor från andra länder kommer för att bo här?*

Skala: 0–10, där 0="Sämre land att leva i" och 10="Bättre land att leva i".

(2) *I vilken utsträckning tycker du att Sverige bör tillåta människor som har en annan hudfärg eller etnisk tillhörighet än majoriteten av befolkning att komma och bo här?*

Skala: 1–4, där 1="Tillåta många att komma och bo här", 2="Tillåta en del", 3="Tillåta några få", och 4="Inte tillåta några".

(3) *Skulle du säga att Sveriges kulturella liv i allmänhet undergrävs eller berikas av att människor från andra länder kommer för att bo här?*

Skala: 0–10, där 0="Kulturellt liv undergrävs" och 10="Kulturellt liv berikas".

(4) *Skulle du säga att det i allmänhet är dåligt eller bra för Sveriges ekonomi att människor från andra länder kommer för att bo här?*

Skala: 0–10, där 0="Dåligt för ekonomin" och 10="Bra för ekonomin".

(5) *Säg i vilken utsträckning du instämmer i eller tar avstånd från vart och ett av följande påståenden: Homosexuella män och kvinnor bör få leva sina egna liv som de själva vill.*

Skala: 1–5, där 1="Instämmer starkt", 2="Instämmer", 3="Varken instämmer eller tar avstånd", 4="Tar avstånd", och 5="Tar starkt avstånd".

(6) *Han tycker verkligen att människor ska bry sig om naturen. Att värna om miljön är viktigt för honom. Hur lik dig är denna person?*

Skala: 1–6, där 1="Är väldigt mycket som jag", 2="Är som jag", 3="Är till viss del som jag", 4="Är lite grann som jag", 5="Är inte som jag" och 6="Är inte alls som jag".

Fyra av sex frågor rör alltså invandring. Av någon anledning som författaren ej redogör för vill han överföra indexet till en skala med sex steg (3, 2, 1, -1, -2, -3), det vill säga en skala som saknar mittpunkt och i strikt mening därför inte ens är en (pseudo) kontinuerlig skala. Vidare är data för de enskilda frågorna skevt fördelad och Andersson väljer lite olika viktningar som han anser väger upp för detta.¹⁰ Det är tydligen väldigt få som tar avstånd från homosexuellas rätt att leva som de vill eller som inte anser att det är viktigt att bry sig om miljön. Att notera är även att skalorna i frågorna skiljer sig åt, antalet skalsteg avviker och svarsskalorna är inte alltid balanserade med ett neutralt svarsalternativ.

Efter att frågorna har kodats och summerats transformeras indexet till den ovannämnda sexgradiga skalan. Denna transformation är i sin tur som sagt inte balanserad utan följer en logik som är svårbegriplig och vars effekter är svåra att utvärdera.¹¹ Den som exempelvis svarar ”Varken eller” på alla sex frågor i skalan får värdet -1, det vill säga ”auktoritär”. Det är onekligen en märklig indexvariabel som konstrueras och dess skala korresponderar dåligt med vad den utger sig för att mäta: polariseringen mellan ”frihetliga” och ”auktoritära” värderingar.

Det väcks därmed välgrundade tvivel om indexets reliabilitet, då hela konstruktionen framstår vila på lösa grunder. Den teoretiska argumentationen är, i den mån den finns, svag och även vid en ytlig betraktelse verkar det som att skalan snarast handlar om en begränsad fråga: invandring. Denna fråga i sin tur tas *a priori* som intäkt för en auktoritär hållning, en term vars innehåll *aldrig* diskuteras av Andersson. I stället accepteras i stort den av Seymour Martin Lipsets förment vetenskapliga truismen om den ”auktoritära arbetarklassen”.¹²

Lipset var en inflytelserik amerikansk sociolog som 1959 formulerade en hypotes om att arbetarklassen var auktoritär, både på ett psykologiskt och sociologiskt plan, och därför i högre utsträckning än andra grupper appellerades av demagogiska och intoleranta politiska budskap.¹³ I blickfånget var den kommunistiska rörelsen. Enligt Lipsets hypotes var det nämligen arbetarklassens auktoritära tendenser som förklarade kommunistiska sympatier inom denna grupp, inte rationella övervägningar rörande ekonomiska intressen.

Lipset hade kopplingar till den av CIA informellt finansierade organisationen ”The Congress for Cultural Freedom” och artikelns slutsatser harmonierade väl med organisationens syfte att bedriva anti-socialistisk och anti-kommunistisk propaganda i det amerikanska samhället.¹⁴ Det förvånar att en uttalad marxistisk skribent okritiskt övertar en sådan ideologiskt präglad utgångspunkt. Lipsets tes om den auktoritära arbetarklassen, samt dess kopplingar till GAL-TAN-modellen, är något som kommer att behandlas i en kommande artikel inom ramen för denna temaserie.

En bristande indexskala – vad är det som mäts?

En förutsättning vid konstruktionen av indexskalor av den typ som används av Andersson är givetvis att det finns ett välgrundat, gärna teoretiskt informerat, antagande om att de variabler som inkluderas rör sig i en förväntad riktning. Svaren bör helt enkelt samvariera på det sätt som teorin föreskriver. I detta fall bör exempelvis de som svarar att de tycker att homosexuella inte bör få leva sina egna liv som de själva vill även svara att de tycker att Sverige blir ett sämre land att leva i på grund av att människor från andra länder kommer för att bo här. Om detta förväntade samband, eller samvariation, inte existerar är reliabiliteten i skalan låg och i själva verket återspeglar inte konstruktionen den underliggande dimension som avses att mätas, i detta fall GAL-TAN. Det finns grundläggande statistiska metoder för att undersöka reliabiliteten i konstruktionen av index genom att undersöka samvariationen, eller den delade variansen, mellan flertalet variabler genom en så kallad faktoranalys.

Initialt bör det säkerställas att det finns en korrelation mellan de inkluderade variablerna. Inom statistik avses med korrelation det linjära sambandet mellan två variabler och den beräknas i formen av en korrelationskoefficient som kan anta ett värde mellan -1 och 1, där -1 är ett perfekt negativt samband, 0 inget samband och 1 ett perfekt positivt samband. En tumregel är att korrelationen (ρ) bör

överstiga ett tröskelvärde på minst 0,3 för varje enskild fråga till åtminstone någon av de frågor man tänker sig ska ingå i indexet för att det ska anses befogat att gå vidare med en faktoranalys.¹⁵ Hur ser korrelationerna då ut mellan de variabler som är inkluderade i skalan som används i artikeln?¹⁶

För frågan om miljöhänsyn är $\rho < 0,1$ gentemot de övriga frågorna, det vill säga endast en väldigt svag korrelation.¹⁷ Den andra frågan som rör tolerans gentemot homosexualitet når korrelationerna inte heller upp till tröskelvärdet utan pendlar mellan 0,20 - 0,29. Korrelationerna mellan de fyra frågorna som rör invandring pendlar mellan 0,5 - 0,7. Det finns därmed en tydlig korrelation sinsemellan de frågor som rör invandring medan de andra frågorna inte når upp till tröskelvärdet. Frågan som rör miljöhänsyn kan enkelt räknas bort, den befinner sig så pass långt ifrån tröskelvärdet. Men man kan låta frågan som rör homosexualitet, med en något starkare korrelation, ingå i en faktoranalys för att se om skalan verkligen är endimensionell.¹⁸

Det noterades ovan att det existerar en påtaglig skevhet i de inkluderade variablerna, fyra av sex rör invandring, vilket inte kan anses täcka hela GAL-TAN-dimensionen. Detta medför svårigheter att klargöra huruvida modellen verkligen är endimensionell. Det är därför rimligt att inkludera fler variabler som inte enbart fångar frågor som rör invandring. Attityder gentemot homosexualitet kan tänkas röra T:et, den traditionella dimensionen, i TAN. Tyvärr finns det inte en sammanhållen serie av lämpliga frågor som ställts i alla ESS-omgångar som fångar denna traditionella eller värde-konservativa dimension. Däremot innehåller ESS 8 tre lämpliga frågor/påståenden som fångar attityder till jämställdhet och sexualitet:

(1) *När det är ont om arbeten, bör män ha större rätt till ett arbete än kvinnor.*

Skala: 1–5, där 1="Instämmer starkt", 2="Instämmer", 3="Varken instämmer eller tar avstånd", 4="Tar avstånd" och 5="Tar starkt avstånd".

(2) *Om en nära familjemedlem var homosexuell skulle jag känna skam.*

Skala: 1–5, där 1="Instämmer starkt", 2="Instämmer", 3="Varken instämmer eller tar avstånd", 4="Tar avstånd" och 5="Tar starkt avstånd".

(3) *Homosexuella manliga och kvinnliga par bör ha samma rättigheter att adoptera barn som heterosexuella par.*

Skala: 1–5, där 1="Instämmer starkt", 2="Instämmer", 3="Varken instämmer eller tar avstånd", 4="Tar avstånd" och 5="Tar starkt avstånd".

De tre variablerna visar en intern korrelationsstruktur som indikerar att de lämpligen kan ingå i en faktoranalys då alla variabler hamnar över tröskelvärde ($\rho > 0,3$). I ett nästa steg inkluderas alla åtta variabler (de ursprungliga frågorna, förutom miljöhänsyn, samt de tre som nämns ovan) i en faktoranalys för att utröna huruvida denna attityddimension är endimensionell.



Värdekonservatism och attityder till invandring

Resultatet av faktoranalysen visas i *Tabell 1* och där framkommer att det rör sig om två skilda latenta dimensioner, där klustret med frågor som rör attityder till invandring utgör en dimension, och klustret med frågor som rör traditionella/värdekonservativa attityder utgör en annan. Laddningarna (*L*) i en faktoranalys rör sig mellan -1 och 1. En tumregel säger att en laddning bör vara åtminstone 0,3 till en faktor för att den ska vägas in vid en bedömning, men likt andra tumregler måste den sättas i relation till det konkreta fallet. I detta fall då det finns ett starkt teoretiskt antagande om en latent variabel som mäter GAL-TAN-dimensionen borde starka laddningar vara att vänta.

Tabell 1.

Faktoranalys över variabler som rör attityder i värdekonservativa frågor och invandring.

Variabel	Faktor 1 Laddning (L)	Faktor 2 Laddning (L)
(1) Invandring – sämre eller bättre land	0,83	0,11
(2) Invandring – volym, utom-etnisk	0,62	0,18
(3) Invandring – kulturellt liv	0,74	0,19
(4) Invandring – ekonomi	0,78	0,11
(5) Homosexuellas rätt att leva fritt	0,18	0,61
(6) Mäns större rätt till arbete	0,1	0,52
(7) Skam, homosexuell familjemedlem	0,16	0,63
(8) Homosexuellas rätt till adoption	0,27	0,58

N=1 417; Extraktionsmetod: Principal faktoranalys; Rotation: Varimax, ortogonal; Källa: ESS8, Land: Sverige.

Det visar sig att det enbart frågan om adoption som närmar sig en laddning på 0,3, de resterande variablerna har låga laddningar gentemot den andra faktorn ($< 0,2$). I ovanstående modell har en ortogonal rotation använts där faktorerna inte tillåts korrelera för att tydligt visa hur samvariationen i variablerna bäst kan beskrivas av två dimensioner, inte en.¹⁹

Vad innebär detta? Jo det visar att de två dimensionerna som identifierats, invandring och traditionalism/värdekonservatism, har en låg samvariation som endast svagt korrelerar med varandra. Det finns helt enkelt inte en delad dimension av attityder i frågor som rör invandring och värdekonservatism där de som får höga värden i den ena dimensionen

får höga på den andra. Laddningarna visar att det finns en svag positiv laddning men att det inte går att reducera de två dimensionerna till en gemensam latent faktor. Det är främst frågan som rör adoption som har en starkare laddning, men den når inte upp till tröskelvärdet för att övervägas i faktorkonstruktionen. De teoretiska antaganden som GAL-TAN gör visar sig ha låg bäring i det empiriska data-material som används här.

Ofta är det värt att ta ett steg tillbaka och reflektera över vad den deskriptiva (beskrivande) statistiken visar. Som vi fastslog tidigare är den skala som konstrueras av Andersson svår att intuitivt förstå, för vad innebär egentligen de olika stegen i skalan? Att placeras in i en neutral position gene-

rerade exempelvis ett negativt värde, det vill säga en "auktoritär" position. Är detta rimligt? Trots rapportens bristande operationalisering visar det sig att ingen av de tre aggregerade klasserna (arbetarklass, medelklass, borgarklass) hamnar i det "auktoritära" fältet, alla tycks utvecklas i en "frihetlig" riktning.²⁰ När medelvärden över perioden summeras är det ingen klass som har ett negativt värde, alla tre tycks vara "frihetliga" i genomsnittet.

Som granskningen visat hittills är det inte lämpligt att skapa ett gemensamt index av frågor som rör attityder till invandring och traditionalism/värdekonserveratism enligt grundläggande statistisk metod. Det är slående vid läsandet av Anderssons rapport hur lättvindigt han övertar grundpremisserna för GAL-TAN-skalan och antagandet om den auktoritära arbetarklassen, detta trots sin marxistiska hemvist. Innebörden av kategorin auktoritär definieras aldrig och förblir en tyst ideologisk reflex som inte lämnas någon större eftertanke. Som visades ovan är Anderssons sätt att operationalisera den "auktoritära" polen attityder till invandring. Det framgår av Anderssons egna resonemang att han var tvungen att vikta övriga två frågor som inte rörde invandring kraftigt för att få dem att rymmas i den teoretiska modellen. Detta är givetvis inte en rimlig metodologisk utgångspunkt.

I sin avslutande diskussion där Andersson resonerar runt implikationerna av sin analys släpper han plötsligt temat om den auktoritära arbetarklassen till förmån för den vaga termen "sociokulturella frågor" – frågor som han menar har blivit alltmer framträdande i den svenska (och europeiska) debatten.²¹ Det enda exempel han tar upp på detta tema är dock migration och integration. Det behövs ingen livlig fantasi för att tolka detta som ett aningen omständligt och inlindat sätt att närma sig en fråga, och slutsatserna är därefter. Anledningarna till detta går det bara spekulera om och detta lämnar jag således därhän.

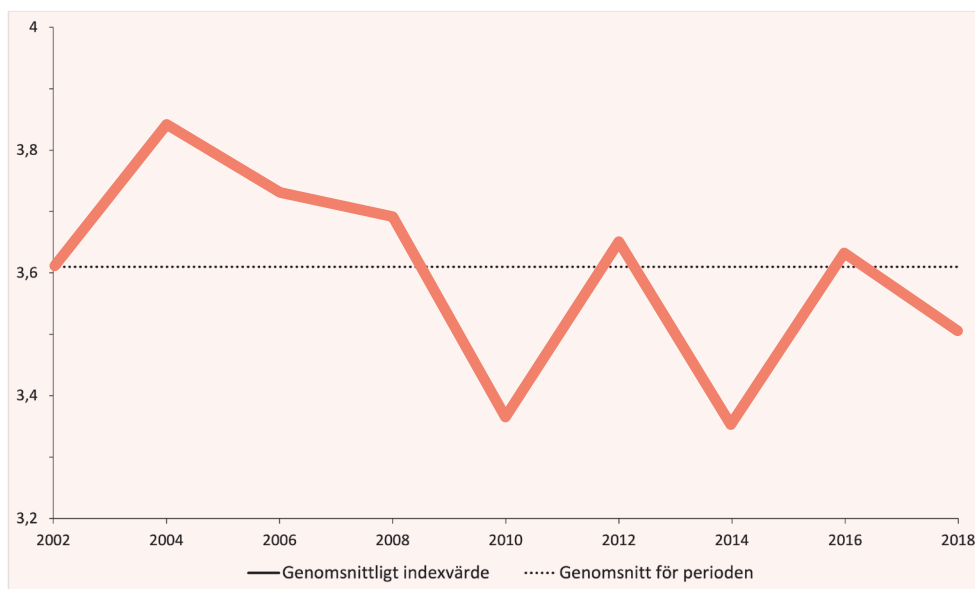
Vad jag ämnar göra som ett sista steg i denna artikel är att själv närma mig ämnet genom att applicera en liknande metodologi som Andersson utnyttjat men i stället direkt angripa den centrala fråga som diskussionerna om GAL-TAN i Sverige i hög utsträckning verkar handla om, frågan om invandring. Detta har två syften: 1) jämföra resultaten mellan min analys och Anderssons rapport, samt 2) genomföra en mer grundlig genomgång av hur attitydmönstren till invandring ser ut i relation till olika positioner i klasstrukturen.

Klass och attityder till invandring

Faktoranalysen visade att det var de tre frågor (1, 3 och 5) rörande invandring som hade en skala som sträckte sig mellan 0–10 som hade de starkaste laddningarna. *Cronbach's alpha* visar att den interna konsistensen är hög ($\alpha = 0,86$). De delar även en i sammanhanget fingraderad svarskala (0–10) som möjliggör en intuitiv tolkning av indexvärdet, som i detta fall utgörs av medelvärdet av de tre frågorna.²² I *Figur 1* visas utvecklingen av indexet över de nio ESS-omgångarna (ESS 1 – ESS 9) i åldrarna 16–74.

Figur 1.

Det genomsnittliga värdet för indexvariabel från ESS1 (2002) till ESS9 (2018).



N=12 738; Ålder 16–74; Viktade värden; Källa: ESS 1-ESS 9, Land: Sverige.

Det gäller att hålla i åtanke att skalan sträcker sig mellan 0–10 när diagrammet avläses och att höga värden indikerar mer skeptiska attityder gentemot invandringens bidrag till det svenska samhället. Utifrån diagrammet går det att konstatera att medelvärdet håller sig relativt stabilt över tidsperioden, utan en tydlig trend. På en aggregerad nivå är medelvärdet under hela perioden under 5, vilket skulle indikera en neutral positionering i frågan. Detta säger dock inget om hur spridningen ser ut mellan eller inom olika kategorier, i detta fall, mellan olika klasspositioner.

Jag kommer likt Andersson utgå ifrån Erik Wrights klasschema med tolv klasspositioner.²³ I *Figur 2* framgår distributionen mellan de olika klasspositionerna i min operationalisering av Wrights klasschema.²⁴

Till skillnad från Andersson kommer jag inte slå samman alla tillgängliga insamlingar av ESS till ett dataset då det är metodologiskt problematiskt att anta att alla parametrar är oberoende av tid, det vill sig tidsinvarianta. I stället kommer endast ESS 8 och 9 (2016 och 2018) att slås samman. Då går det med viss rimlighet anta att tidseffekten är begränsad. Dessutom undviks artificiellt stora stickprovstorlekar som riskerar att driva fram slumpmässiga signifikanta effekter i den regressionsanalys som följer nedan.

Figur 2.
Den procentuella fördelningen för de olika klasspositionerna i Wright schema.

Antal anställda	Ägare		Löntagare		Auktoritetsförhållande
	(1)	(4)	(7)	(10)	
10+	Kapitalister 0,8 %	Experter – Chefer 4,2 %	Utbildade chefer 5,2 %	Lågutbildade chefer 4 %	Auktoritetsförhållande
1-9	Små arbetsköpare 3,6 %	Experter – Arbetsledare 3,2 %	Utbildade arbetsledare 8,2 %	Lågutbildade ar- betsledare 8 %	
0	Egenföretagare 5,3 %	Experter 7,8 %	Utbildade arbetare 18,5 %	Lågutbildade arbetare 31,3 %	

Knappa kunskaper

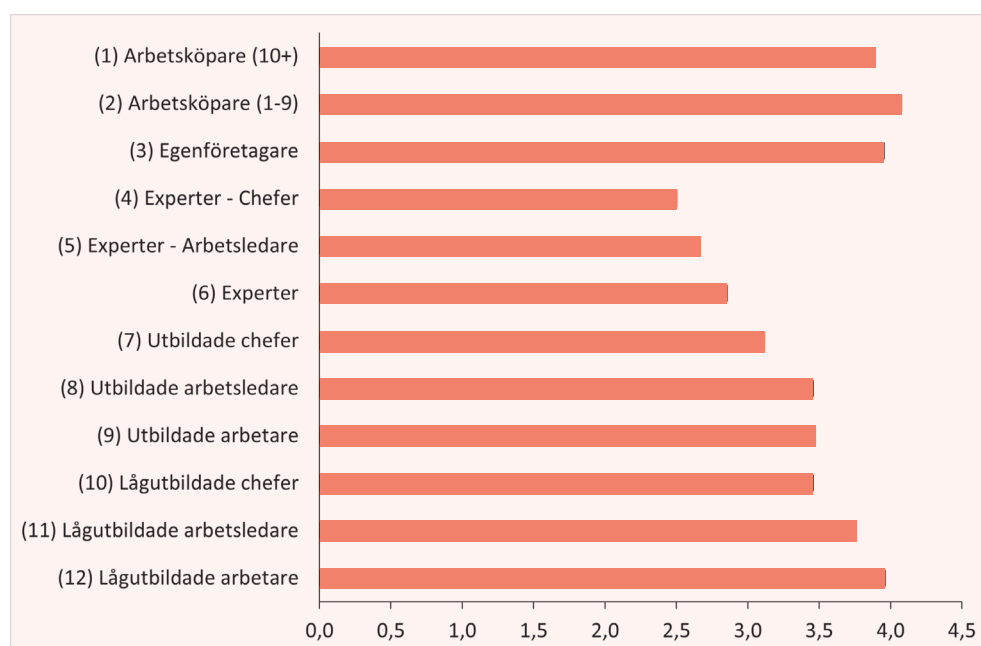
N=2 418; Ålder 16–74; Viktade värden; Källa: ESS 8-ESS 9, Land: Sverige.

I *Figur 3* visas de genomsnittliga värdena på indexet (0–10) över perioden (2016–2018) uppdelat på de olika klasspositionerna. I löntagarkategorin har lågutbildade arbetare, den proletära polen, i genomsnitt minst positiva attityder till invandring (3,97) medan experter som är chefer har mest positiva attityder (2,51). Det tycks finnas ett mönster att de kategorier som återfinns till vänster utmed axeln *knappa kunskaper* (yrken med höga utbildningskvalifikationer) i regel har mer positiva attityder, och att den grupp som befinner sig längst ner på axeln *auktoritetsförhållande* (saknar en arbetsledande funktion) är minst

positiva inom sin respektive grupp. De ägande klasserna har ungefärligen samma nivåer som de lågutbildade arbetarna. Det bör dock hållas i åtanke att alla genomsnittliga värden befinner sig under skalans mittpunkt (5) som indikerar en neutral position. Samtidigt kan givetvis spridningen *inom* varje klass vara påtagliga. Ett sätt att undersöka detta är genom ett balansmått som jämför storleken på dem som har utpräglat positiva attityder med dem som har utpräglat negativa attityder.²⁵ Ett sådant mått borde ge en överblick av fördelningen och tyngdpunkten inom varje klassposition.

Figur 3.

Det genomsnittliga indexvärdet för de olika klasspositionerna. Skala 0–10.



N=2 418; Ålder 16-74; Viktade värden; Källa: ESS 8-ESS 9, Land: Sverige.

I *Tabell 3* visas fördelningen av attityder mellan de olika klasspositionerna. I första kolumnen visas den procentuella andelen i kategorin som har utpräglat positiva attityder, ett snittvärde som är lika med eller lägre än 3 på indexvariabeln, och i andra kolumnen den procentuella andelen i kategorin som har utpräglat negativa attityder, ett snittvärde som är lika med eller högre än 7 på indexvariabeln. Balansmättet beräknas genom att andelen med negativa attityder subtraheras från andelen med positiva. Resultatet är en skala som sträcker sig från -100 till 100, där ett högre värde indikerar en tyngdpunkt i positiv riktning. I *Figur 4* visas ett diagram över utfallet av balansmättet mellan klasspositionerna i kategorin *löntagare*, som utgör det huvudsakliga intresset för genomgången.

Tabell 3.

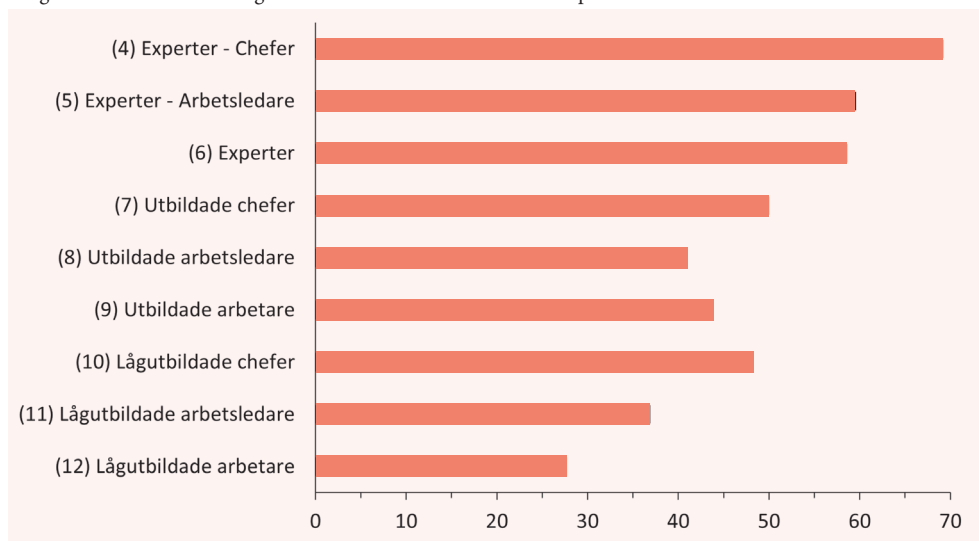
Andelen i varje klassposition med positiva, respektive negativa attityder, till invandring.

Klassposition	Positiva (i procent)	Negativa (i procent)	Balansmätt
(1) Arbetsköpare (10+)	33,5	3,8	29,7
(2) Arbetsköpare (1-9)	40,7	13,1	27,6
(3) Egenföretagare	43,1	11,2	31,9
(4) Experter – Chefer	69,2	0	69,2
(5) Experter – Arbetsledare	63,2	3,6	59,6
(6) Experter	60,9	2,3	58,6
(7) Utbildade chefer	53,9	3,9	50
(8) Utbildade arbetsledare	47,9	6,9	41
(9) Utbildade arbetare	48,1	4,3	43,8
(10) Lågutbildade chefer	56,3	7,4	48,3
(11) Lågutbildade arbetsledare	42,4	5,5	36,9
(12) Lågutbildade arbetare	37	9,3	27,7

N=2 418; Ålder 16-74; Viktade värden; Källa: ESS 8-ESS 9, Land: Sverige.

Figur 4.

Diagram som visar fördelningen av balansmättet mellan olika klasspositioner. Skala -100/100.



N=2 418; Ålder 16–74; Viktade värden; Källa: ESS 8-ESS 9, Land: Sverige.

Mönstren liknar dem som framkommit tidigare men skillnaderna mellan klasspositionerna framträder tydligare. Den positiva polen är större bland alla klasspositioner, vilket leder till att alla får ett positivt balansmått. Bland löntagare återfinns i stort samma mönster som konstaterades ovan utmed den horisontella axeln, med graderingen av tillgången till *knappa färdigheter*, samt att klasspositioner som saknar arbetsledande funktioner (lågutbildade arbetare, utbildade arbetare och experter) har lägre värden än chefspositionerna.

Andelen av dem som har utpräglade positiva attityder är markant större för experter i chefsposition (69,2 procent) jämfört med lågutbildade arbetare (37 procent). Andelen som har utpräglade negativa attityder är påtagligt lägre men spridningen mellan klasserna är relativt sett större. Inom expertkategorierna är gruppen försvinnande liten medan den uppgår till 9,3 procent bland lågutbildade arbetare. Den låga andelen som har utpräglat negativa attityder i stickpro-

vet skulle delvis kunna tänkas bero på systematiska mätfel, men knappast i den utsträckning att mönstret i sin helhet riskerar att kullkastas.²⁶ Den deskriptiva genomgången visar således att det ser ut att finnas substantiella skillnader mellan klasspositionerna.

Det som driver fram det lägre balansvärdet hos lågutbildade arbetare är dock inte främst att de har en högre andel i den negativa polen utan att gruppen med mycket positiva attityder är påtagligt lägre. Det finns helt enkelt en mycket lägre andel lågutbildade arbetarna med attityder om att invandring är odelat positivt. Samma tendenser är närvarande hos de utbildade arbetarna, men i mindre renodlad form.

En avslutande empirisk analys

Avslutningsvis kommer en rad linjära regressionsmodeller (OLS) att genomföras där indexvariabeln som använts ovan kommer att utgöra responsvariabel.²⁷ Variabeln sträcker sig mellan 0–10, där ett högt värde indikerar negativa attityder gentemot invandring. Till skillnad från Katalysrapporten kommer endast klassdimensionen att undersökas då det är denna dimension som genomgången ämnar klargöra.²⁸

I modellen används den klassoperationalisering som presenterats ovan och som kontrollvariabler inkluderas samma som i Anderssons artikel: ålder och kön. Dessutom kontrolleras för utlandsfödda föräldrar, en faktor som kan tänkas påverka attityder gentemot invandring, inte minst är det intressant om den påverkar effekten av klassvariabeln.²⁹ Genom att kontrollera för utlandsfödda föräldrar går det att kontrollera för klassspecifik differentiering utmed denna dimension i attityder mellan klasspositioner.

Modellen är avskalad och den fingraderade klasskalan gör det otympligt att exempelvis inkludera interaktionseffekter då risken för typ 1-fel blir kraftigt inflaterade.³⁰ Syftet är således inte att presentera en uttömmande

analys, utan att genom statistisk inferens undersöka om de skillnader som återfanns i den deskriptiva statistiken kan säkerställas i en multivariat regressionsmodell som kontrollerar för ålder, kön och föräldrabakgrund.

I kontrast till Anderssons bristfälliga operationaliseringar som genererade svårtolkade resultat är det intuitivt enkelt att förstå hur och vad som mäts i denna modell: attityder gentemot invandring på en skala av 0–10 som direkt återspeglar svarskalorna på enkätfrågorna. I slutändan är det denna dimension som Andersson översätter till ”frihetlig” respektive ”auktoritär” där han får vikta de två övriga frågorna i sin skala för att de ska generera de resultat som han önskar sig.

I *Tabell 4* presenteras tre regressionsmodeller. I modell (1) inkluderas endast klassvariabeln, i modell (2) de tre kontrollvariablerna och i modell (3) dessa variabler tillsammans.

Tabell 4.

Samband mellan klassposition och attityder till invandring. Regression (OLS). Responsvariabel: attityder gentemot invandring (Skala: 0–10).

Modell	(1)	(2)	(3)
Klassposition (0=Lågutbildade arbetare)			
Arbetsköpare (10+)	-0,07 (0,38)		-0,54 (0,38)
Arbetsköpare (1–9)	0,11 (0,29)		-0,16 (0,28)
Egenföretagare	-0,01 (0,26)		-0,28 (0,25)
Experter – Chefer	-1,46** (0,18)		-1,69** (0,18)
Experter – Arbetsledare	-1,3** (0,24)		-1,51** (0,25)
Experter	-1,11** (0,16)		-1,1** (0,16)
Utbildade chefer	-0,85** (0,2)		-1,03** (0,2)
Utbildade arbetsledare	-0,5 (0,22)		-0,68** (0,21)
Utbildade arbetare	-0,49 (0,15)		-0,58* (0,15)
Lågutbildade chefer	-0,51 (0,26)		-0,64 (0,25)
Lågutbildade arbetsledare	-0,21 (0,19)		-0,33 (0,19)
Kön (0=Man)			
Kvinna		-0,37** (0,1)	-0,46** (0,1)
Ålder (10-tal år)		0,12** (0,03)	0,13** (0,03)
Föräldrabakgrund (0=Svenskfödd förälder)			
Utlandsfödda föräldrar		-0,35** (0,13)	-0,42** (0,13)
Konstant	3,97 (0,1)	3,28 (0,17)	3,77 (0,18)
Förklarad varians (justerat R ²)	0,05	0,02	0,08

N=2 418; Ålder 16–74; Viktade värden; Källa: ESS8-ESS9, Land: Sverige.

Standardavvikelse inom parentes. Bonferroni-korrigerade p-värden i relation till referenskategori.

*= $p < 0,05$; **= $p < 0,01$.

Modell (1) är identisk med värdena i *Figur 3*, där referenskategori är lågutbildade arbetare, den proletära polen. Koefficientskattningarna är i relation till denna kategori, vars skattade värde är konstanten, i detta fall 3,97. I relation till denna kategori är endast skattningarna för de tre expertgrupperna, samt de utbildade cheferna, statistiskt signifikanta. Den förklarade variansen är 0,05, det vill säga modellen förklarar 5 procent av den totala variansen i responsvariabeln.³¹

I modell (2) introduceras de tre kontrollvariablerna - kön, ålder och föräldrabakgrund - och alla är statistiskt signifikanta. Kvinnor är i genomsnitt mer positiva (-0,37) än män, äldre mer negativa (0,12 per 10-tal år) än yngre, och personer med utrikesfödda föräldrar är mer positiva (-0,35). Den förklarade variansen sjunker till 2 procent av den totala variansen i responsvariabeln.

I modell (3) går det att notera att klasseffekterna förstärks för de flesta klasspositionerna när de tre kontrollvariablerna - kön, ålder och föräldrabakgrund - inkluderas. Modellen visar att alla klasspositioner har lägre genomsnittliga indexvärden, jämfört med lågutbildade arbetare, men att det saknas statistiskt signifikanta skillnader gentemot företagargrupperna och lågutbildade arbetsledare och chefer. Företagargrupperna är små i stickprovet, inte minst de regelrätta kapitalisterna (0,78 procent), vilket givetvis påverkar precisionen i skattningarna. Värdena i tabellen ska avläsas som att konstanten (3,77) är värdet för referenskategori: manliga lågutbildade arbetare med minst en svenskfödd förälder, där de övriga koefficienterna i klassvariabeln är i relation till denna när effekterna av kön, ålder och föräldrabakgrund hålls konstanta.

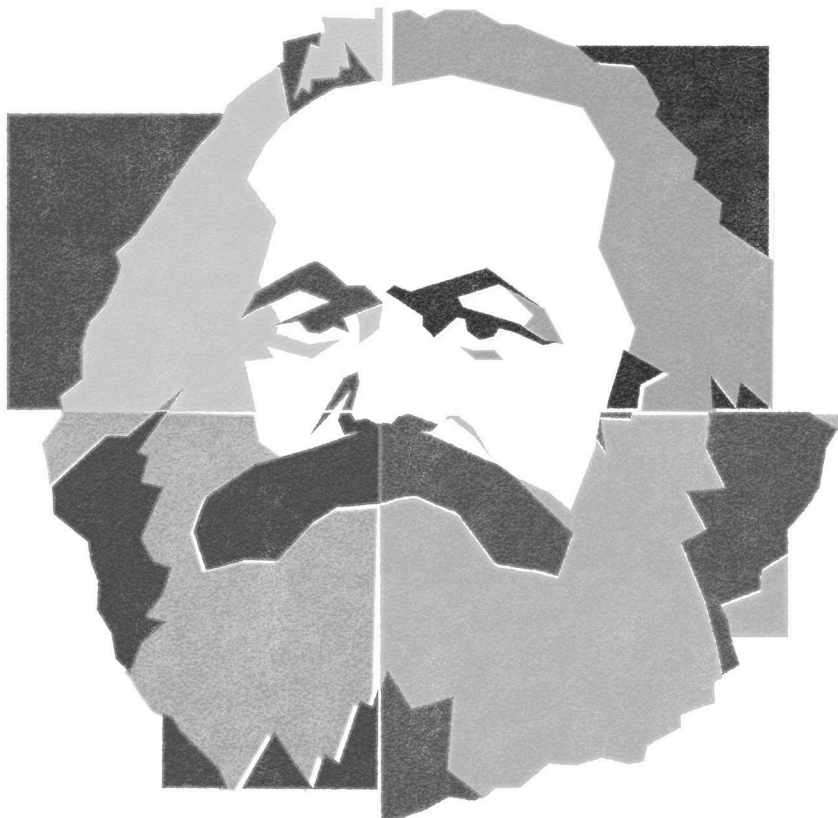
De största skillnaderna återfinns som noterats tidigare gentemot de tre expertkategorierna (-1,1, -1,51, och -1,69). Alla tre kontrollvariablerna är statistiskt signifikanta. Kvinnor har i genomsnitt ett lägre värde än män (-0,46) på indexskalan, en högre ålder ger mindre positiva attityder till invandring och dess inverkan på det svenska samhället (0,13 per 10-tal år), och att ha utlandsfödda föräldrar ger i genomsnitt ett lägre värde (-0,42). Effekten av kön och föräldrabakgrund förstärks från modell (2) medan ålderseffekten är mindre utpräglad, från 0,12 till 0,13.

Vid separata regressioner gentemot de tre kontrollvariablerna visar det sig att föräldrabakgrund inte tycks påverka klasseffekten nämnvärt då klasskoefficienterna i princip förblir oförändrade med endast dessa två variabler (klass och föräldrabakgrund). Givet att modellen är korrekt specificerad har därmed föräldrabakgrund en gentemot klass oberoende effekt. Modell (3) förklarar 8 procent av den totala variansen i responsvariabeln.

De mönster som framkom i genomgången av den deskriptiva statistiken utmed klassschemats indelningar kunde i stort styrkas i regressionsmodellerna, även när effekterna av kön, ålder och föräldrabakgrund hölls konstanta. De skillnader som noterades tidigare, där klasspositioner med *knapp kunskap* och *arbetsledande funktion* var mer positiva, återfanns således även här, men inga signifikanta skillnader kunde uppvisas bland de lågutbildade löntagargrupperna eller bland företagare och arbetsköpare i relation till lågutbildade arbetare.

Sammantaget pekar resultaten från den empiriska analysen att det finns en klassdimension i attityder till invandring bland gruppen löntagare och att de två parametrar som Wrights klasschema orienterar sig runt (*knappa kunskaper* och *auktoritetsförhållande*) tycks fånga dessa dimensioner. Mönstret är mest utpräglat utmed den horisontella axeln som rör knappa kunskaper. Skiljelinjerna i det vertikala ledet är mer tvetydiga, men koefficientskattningar följer mönstret med mer positiva attityder vid arbetsledande funktion. Separata t-tester visar

dock att skillnaderna mellan arbetsledare och chefer inte är signifikanta i något led vertikalt led. Dessutom kunde inga signifikanta skillnader konstateras för de tre lågutbildade klasspositionerna. Vilka underliggande mekanismer och strukturella faktorer som genererar dessa sistnämnda empiriska mönster är en fråga utanför ramen för denna (kritiska) undersökning.



Sammanfattning och avslutande diskussion

Som ett första steg i granskningen av Anderssons användning av GAL-TAN som analysverktyg kunde det identifieras en rad brister i hur denna dimension avsågs att mätas. Teoretiskt övertog Andersson okritiskt de grundläggande premisserna för GAL-TAN och i sin operationalisering visade det sig att en metodologiskt skakig indexvariabel möjligtvis kunde tänkas fånga en specifik dimension, attityder till invandring. Med hjälp av elementära statistiska metoder (korrelations- och faktoranalys) av samma empiriska material som används i rapporten visade det sig att den uppsättning frågor som inkluderats i rapporten helt enkelt inte är lämpliga att använda som indexvariabel. För att undersöka huruvida den skala som Andersson syftade till att skapa var endimensionell inkluderades fler frågor rörande traditionalism/värdekonserveratism till de redan fem befintliga och analyserades i en faktoranalys. Denna analys visade att frågebatterierna rörande attityder till invandring och traditionalism/värdekonserveratism inte kunde reduceras till en dimension, utan var tvådimensionell. Samvariationen mellan attityder till invandring och värdekonserverativa frågor visade sig vara låg, med endast en svagt positiv korrelation, i strid med GAL-TAN-skalans teoretiska antagande.

I ett sista steg genomfördes en alternativ empirisk analys av samma data som utnyttjats i rapporten men som direkt undersökte det område som rapporten på ett omständligt och inlindat sätt närmade sig, frågan om invandring. Genom att konstruera en indexskala med hög reliabilitet genomfördes en beskrivande analys av

hur attityder gentemot invandring fördelade sig utmed Wrights klasschema med tolv klasspositioner. Det visade sig att det fanns skillnader mellan olika klasspositioner och i en multivariat regressionsmodell kunde de konstateras att de flesta var statistisk signifikanta även under kontroll för kön, ålder och föräldrabakgrund. Skillnaderna följde Wrights tvådimensionella klasschema där löntagargrupperna visade på mer positiva attityder i både horisontellt och vertikalt led (*knappa kunskaper* och *auktoritetsförhållande*) men att det horisontella ledet var mer utslagsgivande.

Sammanfattningsvis följer i huvudsak dessa empiriska mönster de som Andersson identifierar i sin analys. Däremot visar denna genomgång att han felaktigt har tolkat dessa som ett utslag av "frihetliga" respektive "auktoritära" värderingar, en uppdelning som han försöker fånga med en metodologiskt skakig operationalisering av GAL-TAN-skalan. Frågan huruvida det är rimligt att kategorisera de empiriska mönster som identifierats som ett utfall för "frihetliga" och "auktoritära" attityder behöver hanteras teoretiskt, inte genom en oreflektad empirism som är så vanligt förekommande inom den kvantitativt orienterade forskningen. Andersson accepterar enligt mig alltför lättvindigt indelningen i frihetlig och auktoritär. Trots att han riktar kritik mot mekanismerna som ligger bakom de "auktoritära" tendenserna inom arbetarklassen godtar han i stort de grundläggande premisserna. Problemet är dock att han aldrig, på ett godtagbart sätt, undersöker denna dimension i sin rapport, varken teoretiskt eller empiriskt.

Om man ska tro de mönster som data från ESS uppvisar, återfinns skillnaden i attityder till invandring, sett i relation till olika klassposition, främst bland dem med utpräglat positiva attityder, *inte* bland dem med utpräglat negativa attityder. De sistnämnda är i själva verket en relativt liten grupp. Enligt det balansmått som konstruerades visade sig *alla* tolv klasspositioner ha en tyngdpunkt mot positiva attityder gentemot invandring. Dessa preliminära resultat pekar, enligt mig, på att GAL-TAN:s förklaringsförmåga har en låg bäring i en svensk kontext. Ett grundläggande problem tycks vara den relativt outvecklade och förvetenskapliga teoretiska grund som GAL-TAN vilar på där kategorier oreflekterat används föra att konstruera ett minst sagt skakigt fundament. Något förvånande tycks själva problemställningen okritiskt även accepteras av marxister som Andersson. Detta är bekymrande.

En grundläggande fråga som rapporten inte ens närmar sig är huruvida det är rimligt att reducera invandring till enbart en sociokulturell dimension. Utifrån ett historiematerialistiskt perspektiv tycks nämligen en sådan slutsats vara svårbegriplig då det är enkelt att identifiera uppenbara fenomen på detta område som direkt har en materiell inverkan på klassbasis, såsom en oreglerad arbetskraftsinvandring. En sådan har även arbetarrörelsen, på goda grunder, alltid motsatt sig. Problemet är att invandringens

effekter är svåröverskådliga och att reducera denna dimension till att enbart omfatta en ”kulturell” dimension tycks vara ett kategoriskt misstag, inte minst för den som är marxistiskt orienterad i sin samhällsutblick.³² Oavsett sakpolitiska ställningstagande i frågor rörande migration och integration borde det vara främmande för den materiella klassanalysen att undersöka förhållanden såsom de borde vara, i stället för så som de är. Där tyngs dessvärre den marxistiska traditionen ner av en ibland stor diskrepans mellan vetenskapligt ideal och reell praktik. Detta är dock en diskussion bäst lämpad för ett annat tillfälle. Även om denna artikel i slutändan endast skrapar på ytan går det att konstatera att det finns mycket kvar att önska när det kommer till den samtida marxistiska klassanalysen.

Appendix

A) Univariat statistik och korrelationsmatriser - enkätfrågor

Univariat statistik – Enkätfrågor Katalysrapport

Variabel	Medel	Std.	Min	Max
(1) Invandring – sämre bättre land	3.66	2.14	0	10
(2) Invandring – volym, utom-etnisk	1.8	0.69	1	4
(3) Invandring – kulturellt liv	2,9	2.17	0	10
(4) Invandring – ekonomi	4.43	2.21	0	10
(5) Homosexuella – rätt att leva fritt	1.73	0.82	1	5
(6) Miljö – värna om miljön	2.35	1.1	1	6

N=10 752; Källa: ESS1-ESS7, Land: Sverige.

Korrelationsmatris – Enkätfrågor Katalysrapport

Variabler	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1)	1					
(2)	0.57	1				
(3)	0.7	0.5	1			
(4)	0.67	0.51	0.57	1		
(5)	0.28	0.28	0.29	0.2	1	
(6)	0.08	0.05	0.08	0.07	0.05	1

N=10 752; Källa: ESS1-ESS7, Land: Sverige.

Univariat statistik – Enkätfrågor faktoranalys

Variabel	Medel	Std.	Min	Max
(1) Invandring – sämre eller bättre land	3.69	2.22	0	10
(2) Invandring – volym, utom-etnisk	1.71	.653	1	4
(3) Invandring – kulturellt liv	3.02	2.28	0	10
(4) Invandring – ekonomi	4.22	2.25	0	10
(5) Homosexuellas rätt att leva fritt	1.44	.71	1	5
(6) Mäns större rätt till arbete	1.37	.69	1	5
(7) Skam, homosexuell familjemedlem	1.5	.85	1	5
(8) Homosexuellas rätt till adoption	2.01	1.06	1	5

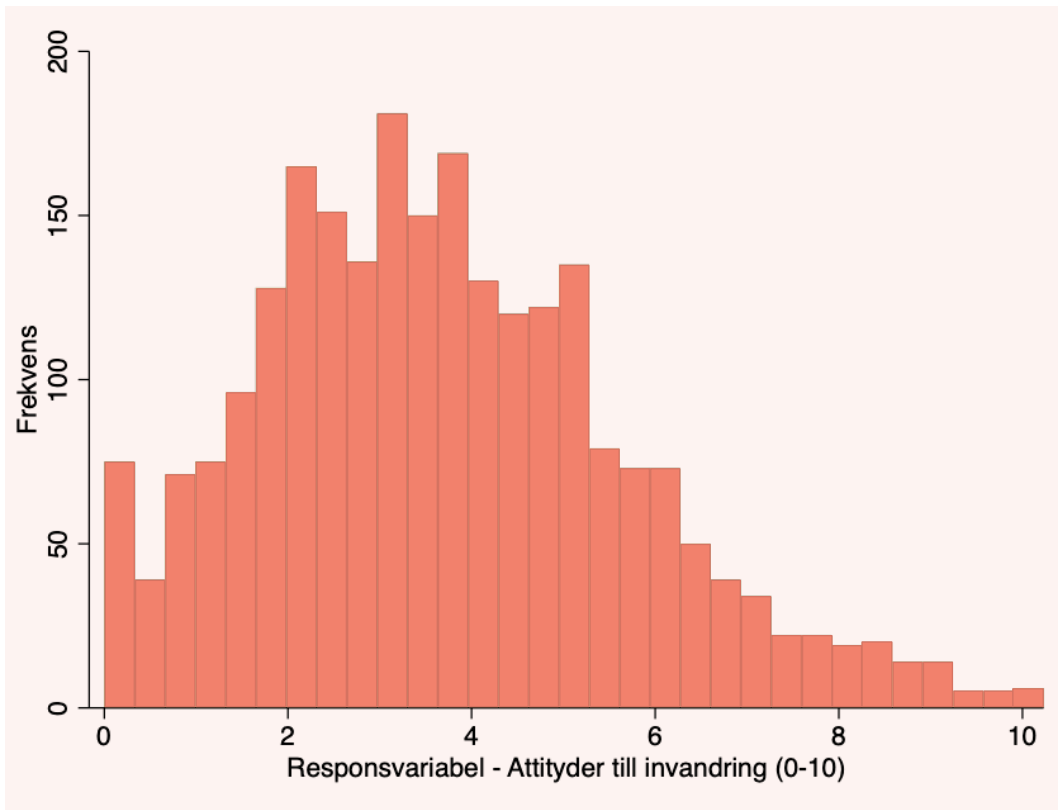
N=1 417; Källa: ESS8, Land: Sverige.

Korrelationsmatris – Enkätfrågor faktoranalys

Variabler	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1)	1							
(2)	0.55	1						
(3)	0.68	0.49	1					
(4)	0.7	0.52	0.62	1				
(5)	0.21	0.22	0.25	0.21	1			
(6)	0.12	0.15	0.22	0.12	0.35	1		
(7)	0.21	0.21	0.23	0.19	0.44	0.41	1	
(8)	0.3	0.3	0.3	0.27	0.47	0.3	0.43	1

N=1 417; Källa: ESS8, Land: Sverige.

(B) Histogram och univariat statistik - Indexvariabel



Univariat statistik

Variable	Medel	Std..	Min	Max
Index – Attityder till invandring	3,56	2,01	0	10

N=2 418; Källa: ESS8-ESS9, Land: Sverige.

(C) Univariat statistik för oberoende variabler

Källa: ESS 8-ESS 9; Land: Sverige; Viktade värden.

Variabel		
(1) KLASSPOSITION	Antal	Procent
Arbetsköpare (10+)	19	0.78
Arbetsköpare (1-9)	88	3.63
Egenföretagare	129	5.33
Experter – Chefer	100	4.15
Experter – Arbetsledare	78	3.21
Experter	188	7.77
Utbildade chefer	125	5.18
Utbildade arbetsledare	198	8.19
Utbildade arbetare	447	18.48
Lågutbildade chefer	97	4.03
Lågutbildade arbetsledare	192	7.95
Lågutbildade arbetare	757	31.32
Total	2418	100.00

(2) KÖN	Antal.	Procent
Man	1198	49.35
Kvinna	1220	50.65
Total	2418	100.00

(3) BAKGRUND	Antal	Procent
Svenskfödd förälder	2062	85.16
Utlandsfödda föräldrar	356	15.84
Total	2418	100.00

(4) ÅLDER	Antal	Medel	Std.	Min	Max
Ålder (10-tal år)	2418	4.5	1.592	1.6	7.4

(D) Wright klasschema

Jag har utgått ifrån Leiulfsrud, Bison & Jensberg rapport om operationaliseringen av olika klasscheman i ESS.³³ Denna rapport skrevs i anslutning till första insamlingen av ESS 1, 2002. Efter detta första insamlingstillfälle ändrades två av de variabler som används i rapporten för att operationalisera auktoritetsförhållandet i Wrights klasschema, det vill säga den vertikala axeln. Den operationalisering som rapporten utvecklar behöver därför modifieras i övergången till ESS 2.

Min operationalisering förefaller sig skilja sig något åt från Anderssons. Då det inte specificeras i rapporten hur klasschemat operationaliserats är det inte möjligt att replikera resultaten. Skillnaderna tycks främst vara en större differentiering bland löntagare, med en större andel i arbetsledande funktioner. Resultatet av min operationalisering förefaller ligga närmre den distribution som Leiulfsrud, Bison & Jensberg skattar i sin rapport.³⁴ Fördelningen för sammanslagning av ESS 8 och 9, som är utgångspunkten för regressionsanalysen, har en någon avvikande distribution med en något mindre proletär pol, i stort är dock mönstren sig lika.

Förutom att variabler försvinner i övergången till ESS 2 (2006) ersätts systemet för yrkesklassificering enligt *Standard för svensk yrkesklassificering* (SSYK) från SSYK 96 till SSYK 2012. Detta i sin tur återspeglar den förändring som gjordes av den internationella yrkesklassificeringen *International Standard Classification of Occupation* (ISCO), framtagen av *International Labour Organization* (ILO), i övergången från ISCO-88 till ISCO-08. Uppdateringen av yrkeskoder återspeglar yrkesstrukturens förändringar och innebär tidsseriebrott då det infördes en rad förändringar som påverkar jämförbarheten.³⁵

För att göra de olika ESS-omgångarna jämförbara har en transformationsnyckel använts för att omvandla SSYK 2012 till SSYK 96. Det kan innebära vissa marginella avvikelser men givet att skillnaderna främst påverkar den tredelade horisontella axeln för *knappa färdigheter* bedöms dessa vara av mindre betydelse för analysen.

Jag följer Leiulfsrud, Bison & Jensberg när det gäller uppdelningen utmed den horisontella axeln med hjälp av yrkeskoder. Förutom frågan om förekomsten av arbetsledande funktion använder jag två frågor för att operationalisera auktoritetsförhållandet:

(1) Variabeln *Wkdcorga* har använts för att operationalisera inflytande över det dagliga arbetet. Frågan lyder: "...hur mycket ledningen på din arbetsplats tillåter dig att bestämma hur ditt eget dagliga arbete organiseras."

(Skala 0–10, där 0="Jag har inget inflytande" och 10="Jag har full kontroll".)

(2) Variabeln *Iorgact* har använts för att operationalisera graden av inflytandet över organisationens verksamhet. Frågan lyder: "...hur mycket ledningen på din arbetsplats tillåter dig att påverka principiella beslut som rör organisationens verksamhet och inriktning."

(Skala 0–10, där 0="Jag har inget inflytande" och 10="Jag har full kontroll".)

I den första frågan har samma brytpunkt använts som i Leiulfsrud, Bison & Jensberg artikel rörande inflytande över det egna arbetet. I den andra frågan har det varit nödvändigt att omvandla den till en fyrgradig skala (0–1=1; 2–4=2; 5–7=3; 8–10=4).

Slutnoter

¹ Katalys, *Katalys – Institut för facklig idéutveckling*, 2022, <https://www.katalys.org> [hämtad 2022-10-10].

² Daniel Suhonen, Göran Therborn & Jesper Weithz, *Klass i Sverige: ojämlikheten, makten och politiken i det 21:a århundradet* (Lund: Arkiv förlag, 2021).

³ Andersson, Hampus, *I väntan på klasspolitik - en klassmedveten befolkning utan representation*, *Klass i Sverige* 11 (Stockholm: Katalys, 2018), s. 9.

⁴ Andersson växlar mellan en rad olika termer för att beskriva tudelningen utmed denna axel. Förutom de ovan nämnda kategorierna förekommer även socioekonomisk och sociokulturell ideologi. Det är dock explicit GAL-TAN-skalan som modell som operationaliseras i analysen.

⁵ Till skillnad från vad titeln till Anderssons rapport implicerar, skulle jag dock säga att klasspolitiken aldrig lämnat den politiska arenan. Vad som försvunnit är en specifik form av klasspolitik, det vill säga den som tar arbetarklassens intressen – både dess omedelbara och fundamentala intressen – som sin utgångspunkt för politisk mobilisering.

⁶ Föreningen Aurora, *Från klasskamp till kulturkamp? Introduktionsartikel: GAL-TAN i kulturkrigets Sverige*, 2023 <https://foreningenaurora.wordpress.com/2023/10/31/fran-klasskamp-till-kulturkamp-introduktionsartikel-gal-tan-i-kulturkrigets-sverige/> [hämtad 2023-11-21]

⁷ Detta gäller exempelvis Anderssons diskussioner och positioneringar när det kommer till marxistisk skolbildning med skilda perspektiv på begrepp som klass, klassmedvetande, materiella intressen, och så vidare. Till skillnad från Andersson har jag inte en naturlig hemvist inom den så kallade analytiska marxismen, även om forskare i denna miljö, framför allt Erik Olin Wright och Robert Brenner, har gjort betydelsefulla bidrag till marxistisk teori och empirisk forskning. Detta är dock ett alltför omfattande område för att behandlas inom ramen för denna undersökning. Se exempelvis följande bidrag för en generell överblick, samt kritik av denna orientering: Alex Callinicos, *Making history: agency, structure, and change in social theory* (Chicago, Ill: Haymarket Books, 2009); Michael A. Lebowitz, “Is ”Analytical Marxism” Marxism?”, *Science and Society* 52:2 (1988); Marcus Roberts, *Analytical Marxism: a critique* (London ; New York: Verso, 1996); John E. Roemer (red.), *Analytical Marxism* (Cambridge: Cambridge University Press, 1986).

⁸ ESS är en enkätundersökning som genomförs vartannat år sedan 2002 i en rad europeiska länder. Data är tillgängligt i en databas från ESS hemsida. Se: ESS, *European Social Survey*, 2022, <https://www.europeansocialsurvey.org/> [hämtad 2022-10-10].

⁹ Andersson 2018, s. 19. Observera att polariteten mellan auktoritär och frihetlig är Anderssons och inte min egen. Det görs inga närmare preciseringar av Andersson hur termerna ska definieras utan det klargörs att ”[f]orskningen lär oss att arbetarklassen ... tenderar vara mer auktoritär” (Andersson 2018, s. 15-16). Anderssons tycks i stort överta Seymour Martin Lipsets antagande om den auktoritära arbetarklassen. Seymour Martin Lipset, “*Democracy and Working-Class Authoritarianism*”, *American Sociological Review* 24:4 (1959).

¹⁰ Av detta följer att fördelningarna med största sannolikhet inte ens approximativt kan sägas vara symmetriska enligt en normalfördelning, något som borde föranleda att en varningsflagg reses. Här rör det sig givetvis inte om en reell normalfördelning då det är variabler på en ordinal skalnivå.

¹¹ För att undvika en långrandig utläggning om denna konstruktion hänvisas läsaren till Andersson 2018, s. 19.

¹² Kritikerna mot Lipsets tes om den auktoritära arbetarklassen har varit många, se exempelvis

Walter Korpi, ”Working Class Communism in Western Europe: Rational or Nonrational”, *American Sociological Review* 36:6 (1971); Walter Korpi, *Den demokratiska klasskampen: svensk politik i jämförande perspektiv* (Stockholm: Tiden, 1981), s. 96–100. Stefan Svallfors sammanfattar kritiken mot Lipset och föredrar termen konformism i stället auktoritarism (”Klass och konformism: arbetarklassens mörka sida?”, i *Klassamhällets kollektiva medvetande : klass och attityder i jämförande perspektiv* [Umeå: Boréa, 2004]). Den påtagliga skillnaden i innebörd mellan konformism och auktoritarism torde vara uppenbar, men i sin behandling av ämnet tycks dock Svallfors bitvis själv återgå till en tolkningsram präglad av arvet efter Lipset.

¹³ Lipset 1959.

¹⁴ Frances Stonor Saunders, *The cultural cold war: the CIA and the world of arts and letters* (New York: New Press : Distributed by W.W. Norton & Co, 2000); Sidney M. Peck, ”Ideology and ”Political Sociology”: The Conservative Bias of Lipset’s ”Political Man””, *The American Catholic Sociological Review* 23:2 (1962).

¹⁵ Det bör noteras att en faktoranalys är en linjär transformation av en stokastisk variabel som befinner sig på en kontinuerlig skala. I detta fall hanteras variabler på en ordinal skala, det vill säga en hierarkiskt ordnad skala där skalstegen inte är uttryckta i en likformig mätenhet. Vid en ordinal skala bör idealt sätt icke-parametriska rangkorrelationer beräknas för robusta resultat. I texten syftar jag till linjära korrelationer av typen *Pearson’s ρ* när jag skriver om korrelationer, men det bör hållas i åtanke att detta inte är optimalt vid ordinalskalor. Den modell som Andersson använder sig, multivariat OLS-regression, förutsätter även den linjär korrelation så här rör vi oss på samma minerade mark.

¹⁶ Se Appendix för univariat statistik och korrelationsmatris. Vid skattningarna har poststratifierade vikter använts för att kompensera för urvalsfel i stickprovet, samt bias i svarsbortfallet baserat på ålder, kön, utbildning och region. Se ESS, *Weighting European Social Survey Data* (2014), https://www.europeansocialsurvey.org/docs/methodology/ESS_weighting_data_1.pdf [hämtad 2022-10-10].

¹⁷ Alla svarsalternativ på frågorna har kodats i en riktning där höga värden indikerar negativa attityder, det vill säga i en TAN-riktning.

¹⁸ Vid en icke-parametrisk rangkorrelation (*Spearman’s ρ*) letar sig koefficienten över tröskelvärdet gentemot en av de övriga variablerna som rör invandring ($\rho = 0,32$).

¹⁹ Resultatet påverkas inte nämnvärt av en rotation där faktorerna tillåts korrelera (*oblique*) förutom att frågan som rör adoption får en något högre laddning 0,32.

²⁰ Det bör noteras att mittpunkten 0 som återfinns i graferna inte existerar som en verklig koordinat i Anderssons skala (2018, s. 27).

²¹ Andersson 2018, s. 34–35.

²² Se Appendix för att histogram och univariat statistik över variabelns distribution, som är positivt skev. Den fjärde frågan rörande invandring som exkluderas hade endast en fyrgradig så kallad Likertskala. Förutom att den har färre skalsteg saknar den en neutral mittpunkt vilket gör att den till skillnad från de övriga frågorna har en mer polariserande karaktär. Det finns fler frågor med samma skaltyp som denna i ESS som rör invandring. Dessa visar sig även de ha en hög intern konsistens ($\alpha = 0,93$). En naturlig operationaliseringsstrategi är att genomföra en logistisk regressionsmodell med detta index utmed en dikotom axel. Detta har även genomförts och visar på liknande resultat som presenteras nedan.

²³ Erik Olin Wright, *Classes* (London: Verso, 1985); Erik Olin Wright, *Class counts: comparative studies in class analysis* (Cambridge ; New York : Paris: Cambridge University Press, 1997). Jag använder samma beteckningar som Andersson trots att dessa avviker från Wright. Position (12) är den

rent proletära klasspositionen, som här får beteckningen “Lågutbildade arbetare”.

²⁴ Tyvärr finns det inte möjlighet att replikera Andersson då det inte presenteras tillräckligt med underlag i rapporten för att genomföra en sådan operationalisering. För en genomgång av min operationalisering, se Appendix.

²⁵ Stefan Svallfors, *Klasssamhällets kollektiva medvetande: klass och attityder i jämförande perspektiv* (Umeå: Boréa, 2004), s. 172–175. Jag följer samma grundläggande metodologi som Svallfors i konstruktionen av balansmättet.

²⁶ Detta kan vara en konsekvens av en systematisk underrepresentation av vissa demografiska grupper som gör att sannolikheten att svara på enkäten skiljer sig åt mellan olika grupper, i detta fall att grupper med negativa attityder gentemot invandring inte vill delta i undersökningen. Sådana tendenser har varit betydande vid skattningar av Sverigedemokraternas väljarstöd, exempelvis vid 2014 års Vallokalsundersökningar (SVT/VALU). Denna tendens ser dock ut att avtagit under valen 2018 och 2022.

²⁷ Den modell som skattas är sålunda en multivariat linjär regression: $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$. I modellen skattas k parametervärden β för de oberoende variablerna x i syfte att prediktera värdet på responsvariabeln y , där ε är den felterm med residualer som modellens prediktorer ej kan förklara. Denna felterm antas vara normalfördelad, $X \sim N(\mu, \sigma)$.

²⁸ Andersson presenterar även två alternativa modeller: inkomstintervaller samt utbildningsnivå.

²⁹ För univariata beskrivningar se Appenix. Det går att tänka sig en rad olika operationaliseringar som fångar föräldrabakgrund utanför Sverige, exempelvis en avgränsning vid en förälder född utomlands. Rent konkret är skillnaderna i resultat dock små och den valda avgränsningen fångar den mest substansiella uppdelningen.

³⁰ Denna inflaterade risk kallas *Family wise error* och syftar till det faktum att sannolikheten att finna signifikanta skillnader mellan kategorier ökar vid multipla tester, av ren slumpmässighet. Med tolv klasskategorier innebär det exempelvis att 66 parvisa t-tester måste utföras för att säkerställa styrkan i de statistiska testerna. I tabellen över vår regressionsmodell har endast bonferoni-justerade p-värden rapporterats i relation till referenskategori.

³¹ Modeller av denna typ, med självskattade, subjektiva mått på en ordinal skala, får ofta en låg grad av förklarad varians. Orsakerna till detta är många men kan delvis tillskrivas det faktum att det är en pseudokontinuerlig skala som saknar en likformig mätenhet samt att det existerar en betydande tolkningsproblematik för respondenterna då de ska svara frågorna. Detta bör alltid hållas i åtanke då resultat från denna typ av modeller analyseras, det är de övergripande mönstren som är intressanta, inte de exakta värdena.

³² Den uppmärksamma läsaren kan notera att en av frågorna som Anderssons väljer ut just rör ekonomi: ”Skulle du säga att det i allmänhet är dåligt eller bra för Sveriges ekonomi att människor från andra länder kommer för att bo här?” Detta i sin tur är inte mer än en tom abstraktion, för vad syftar ”ekonomi” till här om inte en föreställning om att det finns gemensam ekonomisk situation som delas av alla grupper (läs klasser) i det svenska samhället.

³³ Leiulfstrud, Håkon, Bison, Ivano & Jensberg, Heidi, *Social Class in Europe*, European Social Survey 2002/3 (Trondheim: NTU Social Research Ltd., 2005).

³⁴ Leiulfstrud, Bison & Jensberg 2005, s. 49.

³⁵ SCB, *SSYK 2012 Standard för svensk yrkesklassificering*, MIS 2012:1 (Örebro: SCB, 2012), https://www.scb.se/contentassets/c9d055b6f2114b62bd23c33602b56da5/ov9999_2012a01_br_x70br1201.pdf [hämtad 2022-10-10].



© Föreningen Aurora

Augusti 2023

Från klasskamp till kulturkamp? - en artikelserie från
föreningen Aurora. **Artikel nr. 2** skriven av Viktor Ottosson
Omslagsillustration och formgivning av Ante Wiklund

Kontakt:

Mail: foreningenauroora@gmail.com

Web: <https://foreningenauroora.wordpress.com/>