



UNIVERSITY OF GOTHENBURG
SCHOOL OF BUSINESS, ECONOMICS AND LAW

Fewer women in the labor market despite an increase of female primary school students?

En kvantitativ studie av det indiska utbildningsprogrammet
DPEPs effekter på kvinnligt arbetskraftsdeltagande

Hanna Martinsson & Erik Kristhammar
VT 2019

Kandidatuppsats i nationalekonomi (15hp)
Institutionen för nationalekonomi med statistik
Handelshögskolan vid Göteborgs universitet
Handledare: Annika Lindskog

Abstract

Indien har historiskt präglats av en ojämlik samhällsstruktur som dominerats av landets kastsystem och omfattande könsskillnader. Utbildning och arbetskraftsdeltagande har länge varit två viktiga faktorer för att minska könsskillnader i Indien och runt om i världen. Den klassiska teorin om humankapital föreslår att ökad utbildningsnivå stärker kvinnors arbetsförmåga samt ökar deras löner vilket resulterar i högre arbetskraftsdeltagande. I Indien har sambandet däremot visat sig vara negativt, fler flickor går i grundskolan medan arbetskraftsdeltagandet för kvinnor har minskat.

Under 1990 talet implementerades det omfattande utbildningsprogrammet DPEP i fyra faser med syfte att bland annat förbättra tillgången till grundskolan och minska könsskillnader i det indiska utbildningssystemet. För att undersöka hur DPEPs första fas har påverkat kvinnors arbetskraftsdeltagande har vi använt oss av en difference-in-difference-modell med data från Demographic and Health Survey från 2015 i kombination med Census data från 1991. Vi har inte kunnat fastställa någon signifikant effekt av första fasen av DPEP på kvinnors arbetskraftsdeltagande. Däremot visar resultaten likt tidigare studier att kvinnligt arbetskraftsdeltagande varierar till följd av kulturella och sociala faktorer. Med tanke på den trend som tycks råda i Indien och uppsatsens resultat kan det tänkas att utbildning i sig inte är ett tillräckligt medel för att bekämpa den diskriminering och de normer indiska kvinnor möter på arbetsmarknaden.

Nyckelord: Utbildning Arbetskraftsdeltagande DPEP Difference-in-Difference
Indien Könsskillnader Diskriminering

Innehållsförteckning

1. Inledning	1
1.1 Disposition	2
2. Syfte och frågeställning	2
3. Bakgrund	3
3.1 Den globala arbetsmarknaden	3
3.2 Varför Indien?	4
3.3 District Primary Education Program	5
4. Teori och tidigare forskning	6
4.1 Utbildning och arbete	6
4.2 Strukturella, sociala och kulturella förklaringar till arbetskraftsdeltagande	8
4.3 Tidigare forskning	9
4.3.1 Effekter av DPEP	10
4.4 Sammanfattning	11
5. Data	11
5.1 Material	11
5.2 Oberoende och beroende variabel	12
5.3 Kontrollvariabler	13
5.4 Beskrivande statistik	15
5.5 Reliabilitet	17
6. Metod	17
6.1 Difference-in-difference	18
6.2 Regressionsmodell	21
6.3 Validitet	23
7. Resultat	23
7.1 Modell 1	23
7.2 Modell 2	24
7.3 Robusthetstest	26
7.4 Placebotest	26
8. Diskussion	27
9. Referenser	30
10. Appendix	35

1. Inledning

Indien rankades 2018 av Thomson Reuters Foundation (2018) som världens farligaste land för kvinnor att leva i. Precis som andra länder runt om i världen har Indien idag och historiskt haft omfattande könsskillnader i utbildning, hälsa och arbete (Das, 2006). Stort fokus inom utvecklingsekonomi har under de senaste decennierna riktats mot att öka jämställdheten mellan kvinnor och män inom både utbildning och arbetskraftsdeltagande eftersom det är två viktiga faktorer för fattigdomsbekämpning, demokrati och ekonomisk tillväxt (United Nations in India, 2019a; Duflo, 2012).

Andelen kvinnor på arbetsmarknaden i Indien är bland den lägsta i världen (Dean & Jayachandran, 2019) och indiska kvinnor möter flera strukturella hinder som försämrar deras möjligheter till förvärvsarbete (Das & Desai, 2003). Många gånger anses kvinnor vara huvudansvariga för hushållsarbete vilket resulterar i lägre kvinnligt arbetskraftsdeltagande och underinvesteringar i flickors utbildning (Duflo, 2012). Litteraturen menar att föräldrar inte anser det vara viktigt att utbilda sina döttrar eftersom de inte förväntas vara en del av arbetskraften och inbringa inkomst till familjen efter giftermål (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Duflo, 2012; Das, 2006; Klasen, 2002). Som en konsekvens av underinvesteringar i utbildning har stater runt om i världen behövt kompensera för detta marknadsmisslyckande genom investeringar i utbildning. 1994 lanserade den indiska staten utbildningsprogrammet District Primary Education Program (DPEP). Programmet implementerades i fyra faser mellan 1994 och 2000 i distrikt med bristfällig utbildningsnivå. DPEP var under den tiden ett av världens största utbildningsprogram med målsättning att öka delaktigheten i skolan för samtliga barn men också minska könsskillnader i grundskolan (Khanna, 2015). I samband med ökade utbildningssatsningar har kvinnors arbetskraftsdeltagande i Indien *minskat* (Das & Desai, 2003; Das, 2006) vilket går i linje med Klasen och Lamannas (2009) studie som visar att minskade könsskillnader i utbildningssystemet inte har resulterat i ökad jämställdhet på arbetsmarknaden i form av kvinnligt deltagande. Däremot är forskningsfältet tvetydigt då andra studier visat att investeringar i barns grundskoleutbildning och barnomsorg reducerar könsskillnader och ökar incitamenten för kvinnor, främst mödrar, att delta på arbetsmarknaden (World Bank, 2018; Olivetti & Petrongolo, 2017).

Trots DPEPs omfattande storlek har förhållandevis få studier gjorts på programmets effekter (Azam & Hang Saing, 2017). De studier som har utvärderat DPEP har visat att programmet

haft positiva effekter på löner, ökat tillgången och inskrivningar i grundskolan, antal år i utbildning och läskunnighet (Sunder, 2018; Azam & Hang Saing, 2017; Khanna, 2015). Oss veterligen har inga studier gjorts på huruvida arbetskraftsdeltagandet bland kvinnor har påverkats till följd av DPEP, detta trots Indiens negativa trend bland kvinnor på arbetsmarknaden. Uppsatsens fokus kommer därför riktas mot att undersöka huruvida första fasen av DPEP har påverkat kvinnors arbetskraftsdeltagande. Vårt bidrag till den befintliga litteraturen är en ökad kunskapsbild och förståelse för hur utbildningsåtgärder i grundskolan kan påverka kvinnors deltagande på arbetsmarknaden. Genom att undersöka kausala effekter av DPEP kan vi bidra med intressant och relevant kunskap om förhållandet mellan utbildning och kvinnors delaktighet på arbetsmarknaden. Om första fasen av DPEP skulle visa sig ha positiva effekter på kvinnors arbetskraftsdeltagande skulle vår studie bidra med kunskap om hur den negativa trenden eventuellt skulle kunna brytas med hjälp av omfattande utbildningsprogram. Men vår studie är också relevant om det motsatta skulle infinna sig - om första fasen av DPEP påverkar kvinnors arbetskraftsdeltagande negativt skulle det bidra till att ytterligare bekräfta de studier som pekar på ett negativt samband mellan utbildningsnivå och kvinnligt arbetskraftsdeltagande. Ett sådant resultat skulle kunna indikera att utbildning i sig inte är ett tillräckligt starkt instrument för att bekämpa könsskillnader på arbetsmarknaden.

1.1 Disposition

I följande avsnitt diskuteras uppsatsens syfte följt av en presentation av den frågeställning studien avser att besvara. Därefter presenteras bakgrundsinformation, teori och tidigare forskning följt av ett metodavsnitt. Efter metodavsnittet diskuteras den data vi använt och därefter presenteras uppsatsens resultat. Avslutningsvis förs en diskussion om uppsatsens huvudsakliga resultat.

2. Syfte och frågeställning

Det finns stort behov av jämställdhetsreformer i Indien eftersom könsskillnaderna är framträdande både inom utbildning och på arbetsmarknaden (United Nations in India, 2019b; Das, 2006). I första hand är satsningar på förbättrade levnadsvillkor och rättigheter för kvinnor en fråga om rättvisa och människovärde men det handlar också om en övergripande samhällsnytta. Jämställdhet mellan könen är inte bara en mänsklig rättighet utan anses också vara nödvändigt för ett hållbart, fredligt och välmående samhälle (United Nations, 2015a). En central ståndpunkt i den politiska dialogen är att kvinnor har en fundamental roll i

samhällsutvecklingen. För att stärka kvinnors levnadsstandard och fundamentala rättigheter anses det vara nödvändigt att minska könsskillnaderna inom utbildning och på arbetsmarknaden (Duflo, 2011). Ökad arbetsdeltagande bland kvinnor kan resultera i ökad inkomst, självbestämmande, sparande, hälsa och utbildning för barn och minskad fertilitet (Arora, 2012) vilket sammantaget förbättrar kvinnors levnadsstandard och samhället i stort.

Det är av stor vikt att granska DPEPs effekter på kvinnligt arbetskraftsdeltagande med tanke på programmets omfattning och det faktum att kvinnligt arbetskraftsdeltagande minskat i Indien. Hur DPEP har påverkat och kan komma att påverka trenden i kvinnors arbetskraftsdeltagande är också av stor relevans eftersom Indien genomfört flertalet framträdande utbildningsåtgärder¹ efter DPEP. En stor del av det negativa sambandet mellan utbildning och arbetsdeltagande tycks förklaras av lönediskriminering (Das, 2006) samtidigt som utbildningsprogram visat sig ha positiva löneeffekter (Azam & Hang Saing, 2017; Khanna, 2015; Sackey, 2005; Duflo, 2001; Lam & Duryea, 1999) kan det tänkas att utbildning på sikt ökar det kvinnliga arbetskraftsdeltagandet. Detta eftersom löner successivt kan antas öka och därmed troligen också öka incitamenten för kvinnor att arbeta (Lam & Duryea, 1999). Samtidigt är det möjligt att de positiva effekterna på lönenivån är otillräckliga för att förbättra indiska kvinnors arbetskraftsdeltagande eller att företagen är ovilliga att anställa arbetskraft till en högre lön (Carlsson, Eriksson & Gottfries, 2006). Huruvida DPEP och dess positiva effekter på löner är tillräckliga för att vända den negativa trenden i kvinnligt arbetskraftsdeltagande kvarstår därför att undersöka. Därav har vi valt att undersöka frågeställningen; *Hur har första fasen av utbildningsprogrammet DPEP påverkat indiska kvinnors arbetskraftsdeltagande?*

3. Bakgrund

I följande avsnitt motiveras studien genom att beskriva bakgrunden till forskningsfrågans relevans för att på så sätt skapa en grundläggande förståelse för kvinnors situation på den globala arbetsmarknaden, Indien som land och DPEPs utformning.

3.1 Den globala arbetsmarknaden

Diskriminering av kvinnor på den formella arbetsmarknaden är inte unikt för Indien utan är ett världsomfattande problem. Trots att det har identifierats förbättringar för kvinnliga arbetare

¹ Sarva Shiksha Abhiyan (SSA), National Program for Education of Girls at Elementary Level (NPEGEL), Kasturba Gandhi Balika Vidyalaya (KGBV)

finns det fortfarande betydande könsskillnader mellan kvinnor och män på den globala arbetsmarknaden. Arbetstillfällena har minskat världen över men den största minskningen har identifierats i östra och södra Asien och andelen kvinnor i arbete är speciellt låg i norra Afrika samt södra och västra Asien (United Nations, 2015b).

I ett globalt perspektiv är cirka tre fjärdedelar av männen i arbetsför ålder i arbete jämfört med bara hälften för kvinnor. Det gäller också högutbildade kvinnor som i högre utsträckning är arbetslösa jämfört med män med liknande utbildning (United Nations, 2015b). Kvinnor spenderar närmare dubbelt så mycket tid på hushållsarbete och hälften så mycket tid på förvärvsarbete jämfört med män (Duflo, 2012). Den diskriminering kvinnor utsätts för i form av sämre tillgångar till förvärvsarbete resulterar i minskat arbetskraftsdeltagandet, speciellt bland unga kvinnor. De hinder som orsakar kvinnors frånvaro på arbetsmarknaden grundar sig främst i synen på hushållsarbete och andra kulturella aspekter (United Nations, 2015b) men handlar också om tryggheten på arbetsplatser. 45 procent av världens alla arbetare arbetar i utsatta förhållanden i form av osäkra anställningar, bristande arbetsrättsliga förmåner och låga löner. Södra Asien är tillsammans med Sub-sahariska Afrika de områden som har störst andel osäkra anställningar (United Nations, 2015b). Det kan därmed konstateras att kvinnors svaga ställning på arbetsmarknaden är ett omfattande problem i stora delar av världen.

3.2 Varför Indien?

Som tidigare nämnts har Indien rankats som världens farligaste land för kvinnor att leva i (Thomson Reuters Foundation, 2018) och kvinnors arbetskraftsdeltagande är bland de lägsta i världen (Dean & Jayachandran, 2019). Indien har historiskt haft stora skillnader mellan könen och inom kastsystemet när det kommer till utbildning, hälsa och arbete. Studier visar också att Indien till skillnad från flertalet andra länder i sydöstra Asien inte genomgått samma feministiska utveckling² på arbetsmarknaden till följd av ökat BNP som många andra länder gjort och att andelen kvinnor på arbetsmarknaden har minskat under 2000-talet. Kvinnor representerar endast 29 procent av den formella arbetskraften och mer än hälften av det kvinnligt utförda arbetet är obetalt och inom den informella arbetsmarknaden (Das, 2006).

² Feministisk utveckling syftar till kvinnligt arbetskraftsdeltagande med hänvisning till det engelska ordet feminization (Çağatay & Özler, 1995)

På landsbygden är jordbruket den dominerande sektorn med relativt högt kvinnligt arbetskraftsdeltagande medan i städer, där utbildningsnivån är högre, är det mindre än en fjärdedel av kvinnorna som är delaktiga på arbetsmarknaden (Das, 2006). Trots att 40 procent av arbetskraften inom jordbruk utgörs av kvinnor äger kvinnorna endast 9 procent av marken. En typisk dag för många indiska kvinnorna inom jordbruket börjar enligt Dankelman och Davidson (2013) tidigt på morgonen med hushållssysslor som att städa, tvätta och laga mat. Därefter påbörjas en tio timmar lång arbetsdag för vilket de erhåller en ytterst låg lön och efter arbetsdagens slut väntar återigen hushållsarbete.

Kvinnor står också utanför den formella finansiella marknaden i Indien där hälften av de indiska kvinnorna saknar sparmedel och 60 procent saknar finansiella tillgångar (United Nations in India, 2019b). Män tjänar dubbelt så mycket som kvinnor och endast lite drygt en fjärdedel av gapet kan förklaras av skillnader i erfarenhet vilket indikerar lönediskriminering (Das, 2006).

Det är inte bara ekonomiska faktorer som är ojämnt fördelade mellan kvinnor och män, i Indien är våld mot kvinnor också ett utbrett problem. 53,9 procent av alla brott som begås är riktade mot kvinnor och i huvudstaden Delhi vittnar 92 procent av alla kvinnor om sexuellt och psykiskt våld på offentliga platser (United Nations in India, 2019b). Indiska kvinnor är helt enkelt mycket utsatta och för att förbättra kvinnors rättigheter och levnadsstandard har den indiska staten bland annat satsat på omfattande utbildningsprogram för att indirekt förbättra kvinnors rättigheter.

3.3 District Primary Education Program

DPEP var ett initiativ för att utveckla grundskolan och uppnå universella mål om inkluderande grundskola för alla barn i Indien. Programmet implementeras i fyra faser i olika distrikt. Första fasen som ligger till grund för uppsatsens analys introducerades 1994 i 42 distrikt³ i 7 delstater och slutfördes i september 2001. Fas två, tre och fyra introducerades därefter 1996, 1998 och 1999-2000 i totalt 219 distrikt, inräknat de 42 distrikt från fas ett (Azam & Hang Saing, 2017). Programmet riktade sig framförallt mot distrikt där läskunnigheten låg under det nationella snittet och den indiska staten valde specifikt ut de distrikt där läskunnigheten bland kvinnor låg under det nationella snittet (Khanna, 2015) med undantag för ett antal distrikt med högre

³ I vår analys ingår 43 distrikt eftersom South Arcot numera är uppdelat i Viluppuram och Cuddalore.

läskunnighet. De centrala målen med DPEP var att tillhandahålla grundskoleutbildning för både flickor och pojkar, få ner avhoppet till mindre än 10 procent, förbättra skolresultaten för grundskolebarn med minst 25 procent och minska köns- och sociala skillnader i grundskolan till under 5 procent. För att uppnå målen tilldelades distrikten bland annat finansiellt stöd för att utveckla och förbättra infrastruktur kopplat till utbildning, lärarkompetens och läroböcker (Azam & Hang Saing, 2017). Inom programmet ingick också att utbilda lärare till att värna om både minoriteter och flickors rättigheter och att utveckla en säkrare och mer inkluderande klassrumsmiljön (Jalan & Glinskaya, 2013). Finansieringen av programmet sköttes till 85 procent av de nationella myndigheterna och de övriga 15 procenten finansierades på delstatsnivå. Det finansiella stödet som programmet innebar för de berörda distrikten var riktat till byggnation av skolor, renovering av klassrum, administrativt stöd, utbildning av grundskolelärare, gratis läroböcker för flickor och andra utsatta grupper, medicinsk service, digitala läromedel och stipendier (Azam & Hang Saing, 2017).

4. Teori och tidigare forskning

Nedan följer teoribakgrund och redogörelse för tidigare forskning i fem olika avsnitt. Inledningsvis redogörs för teorin om relationen mellan utbildning och arbete följt av strukturella och kulturella förklaringar till arbetskraftsdeltagande. Därefter följer två avsnitt där tidigare forskning presenteras, ett med forskning över relationen mellan utbildning och arbetskraftsdeltagande och ett med forskning som gjorts på DPEPs effekter. Slutligen sammanfattas teori och tidigare forskning i ett avslutande avsnitt.

4.1 Utbildning och arbete

Utbildning förväntas öka individens nytta men också påverka samhället i stort till följd av flera positiva externaliteter. De traditionella teorierna om humankapital har länge föreslagit att utbildning bidrar till produktiv arbetskraft, stimulerande företagsklimat och höjda löner vilket resulterar i ökat arbetskraftsdeltagande (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; De Janvry & Sadoulet, 2016, 594). Enligt nationalekonomisk teori erhåller utbildad arbetskraft högre lön eftersom utbildning gör arbetare mer produktiva (Khanna, 2015; Sweetland, 1999). När arbetare utbildar sig blir de också mer flexibla och attraktiva på arbetsmarknaden vilket gör det möjligt för enskilda arbetare att i högre utsträckning välja vart hen vill arbeta (Khanna, 2015; Sackey, 2005). När utbudet av utbildad arbetskraft ökar resulterar det i inflöde av kapital som i sin tur också är positivt för löneutveckling. Däremot riskerar ett överflöd av utbildad

arbetskraft att pressa ner lönerna, eftersom utbudet av utbildad arbetskraft då kan överstiga efterfrågan (Acemoglu, Autor & Lyle, 2004). Huruvida ökade löner stärker incitamenten till att bjuda ut sitt arbete beror på om marknadslönen överstiger reservationslönen. Det betyder i så fall att förbättrad utbildningsnivå för kvinnor endast ökar sannolikheten att delta på arbetsmarknaden om utbildningsnivån skapar en tillräckligt stor ökning i lön så att marknadslönen överstiger kvinnornas reservationslön (Lam & Duryea, 1999). Givet att reservationslönen inte förändras nämnvärt kan det tänkas att en löneökning till följd av utbildning, även om den är marginell, kan öka incitamentet att delta på arbetsmarknaden bland kvinnor med lägre ekonomiska förutsättningar.

Relationen mellan utbildning och arbetsutbud drivs både av en inkomsteffekt och en substitutionseffekt (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Das & Desai, 2003). Substitutionseffekten föreslår att utbildade kvinnor kräver högre lön för att öka sitt arbetskraftsdeltagande vilket i så fall innebär minskad tid på hushållsarbete och fritid. Inkomsteffekten i sin tur innebär att om utbildade kvinnor i arbete erhåller högre lön för samma arbete uppmuntras de till att lägga mer tid på hushållsarbete eller fritid (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018) och därmed välja att minska sitt förvärvsarbete. Litteraturen använder två distinktioner av arbetsutbud, *intensitet* som syftar till antalet arbetande timmar och *omfattning* som syftar till antalet arbetande kvinnor (Meyer, 2002). Inkomsteffekten kan i första hand tänkas beröra intensiteten i kvinnors arbete eftersom kvinnor med högre lön troligen inte avstår helt från förvärvsarbete utan snarare väljer att minska antalet timmar i arbete. Omfattningen av kvinnors arbete kan först och främst tänkas påverkas av substitutionseffekten eftersom den också berör kvinnor med låga löner och därmed i stor utsträckning troligen påverkar antalet kvinnor som är villiga att arbeta till den givna lönen. Eftersom de patriarkala strukturerna i Indien uppmuntrar kvinnor till att avstå från förvärvsarbete till förmån för hushållsarbete dominerar inkomsteffekten givet att övriga familjemedlemmar inbringar inkomst (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018). Den förväntade ökningen i kvinnligt arbetskraftsdeltagande till följd av ökad utbildningsnivå kan tänkas motverkas av inkomsteffekten via ökade inkomster, främst för mannen i hushållet, genom exempelvis ökad utbildningsnivå. Vanligtvis gifter sig utbildade kvinnor med utbildade män och när familjeinkomsterna ökar minskar incitamenten för kvinnor att arbeta (England, Gornick & Shafer, 2012; Goldin, 1990 i Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018)

4.2 Strukturella, sociala och kulturella förklaringar till arbetskraftsdeltagande

Trots ökad utbildningsnivå till följd av fler inskrivningar på grundskolenivå för både flickor och pojkar runt om i världen är situationen för kvinnor fortfarande kritisk på arbetsmarknaden (Duflo, 2012). Till skillnad från den klassiska teorin kan södra Asien och Indien ses som unika fall eftersom sambandet mellan kvinnors utbildning och kvinnligt arbetskraftsdeltagande snarare är negativt. De två främsta teoretiska förklaringarna till varför kvinnors deltagande på arbetsmarknaden har minskat i Indien är dels strukturella förklaringar i form av bristfälliga arbetsmöjligheter men också kulturella förklaringar och övergripande normer (Dean & Jayachandran, 2019; Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Arora, 2012; Duflo, 2012; Das, 2006; Das & Desai, 2003; Klasen, 2002).

En strukturell förklaring till kvinnors låga arbetskraftsdeltagande är att kvinnor vanligtvis arbetar inom den informella sektorn eftersom det finns få jobb för kvinnor inom den formella sektorn. Eftersom utbildade män och kvinnor vanligtvis inte vill jobba med enklare och lågavlönade jobb resulterar det i att kvinnor med utbildning distanserar sig från arbetsmarknaden (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Das & Desai, 2003). Förutom bristen på lämpliga jobb är övriga familjemedlemmars inkomster avgörande för huruvida kvinnor i Indien deltar på den formella arbetsmarknaden eller inte (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018). Strukturella och kulturella förklaringar till kvinnors arbetskraftsdeltagande hänger ofta samman. De patriarkala strukturerna, som är en del av de sociala och kulturella normer som råder i Indien, är en förklaring till varför indiska kvinnor anses vara huvudansvariga för hushållsarbete och barnomsorg (Dean & Jayachandran, 2019; Das, 2006). Dessa normer har bland annat resulterat i att kvinnor som *inte* är delaktiga på arbetsmarknaden anses ha hög social status. Sociala och kulturella normer är också en förklaring till varför högutbildade kvinnor ofta gifter sig med högutbildade män, vilket resulterar i en finansiell stabilitet som minskar dessa kvinnors behov av att arbeta till låga löner (Das, 2006). Om övriga familjemedlemmar inbringar inkomst är familjen inte i lika stort behov av kvinnans förvärvsarbete utan förväntar sig istället att kvinnan ska ta ansvar för hemmet. Kulturella och sociala normer är också en förklaring till indiska tonårsflickors låga förväntningar på sig själva när det kommer till framtidsval och karriär (Duflo, 2012). Trots att kulturella och sociala normer är trögörliga (Williamson, 2000) kan utbildningssatsningar tänkas stimulera flickor till att i högre utsträckning reflektera över sina framtida arbetssituationer och på sikt också öka arbetskraftsdeltagandet bland indiska kvinnor.

Diskrimineringen mot kvinnor i Indien innefattar alltså både sämre möjligheter till anställning, lägre löner och sociala påtryckningar (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Das, 2006; Das & Desai, 2003) och anses därmed vara de dominerade förklaringarna till den låga representationen och den negativa trenden bland kvinnor på den indiska arbetsmarknaden.

4.3 Tidigare forskning

Teorin om humankapital och arbetskraftsdeltagande bekräftas av flera studier från USA och andra delar av världen som visar att kvinnor med högre utbildning har större sannolikhet att bli anställda jämfört med kvinnor med lägre utbildning (Khanna, 2015; Sackey, 2005; Tienda, Donato & Cordero Guzman, 1992). Likaså har Duflo (2001) analyserat avkastningen från förbättrat utbildningsutbud till följd av satsningar på grundskoleutbildning i form av det omfattande programmet INPRES⁴ i Indonesien. Resultaten visar att INPRES ökade både antalet år i skolan och timlönen. Andra studier pekar på liknande resultat och att avkastningen på utbildning dessutom har visat sig vara högre för flickor än för pojkar (De Janvry & Sadoulet, 2016, 607–608).

Flertalet studier ger stöd åt de kulturella förklaringarna till kvinnlig distansering från arbetsmarknaden i Indien (Arora, 2012; Duflo, 2012; Das, 2006). I en intervjustudie som genomfördes bland föräldrar i fem delstater i Indien uppgav 10 procent att de inte anser det vara nödvändigt att utbilda sina döttrar eftersom de förväntas gifta sig och därefter ansvara för hushållsarbetet istället för att förvärvsarbeta (The Probe Team, 1999). Das (2006) ger stöd åt de kulturella och sociala förklaringarna genom att i sin studie påpeka att 92 procent av kvinnorna i Indien som utför hushållsarbete uppges göra det under tvång. Dessutom uppges 65 procent av kvinnorna, oberoende utbildningsnivå, att ingen annan i hushållet skulle utföra sysslorna om de själva inte utför dem. Även Arora (2012) exemplifierar de kulturella förklaringarna genom att påpeka situationen i delstaten Kerala. Kerala är den delstat i Indien med lägst nivå av könsskillnader inom utbildning och hälsa, men till skillnad från exempelvis Rajasthan och Gujarat med mer omfattande könsskillnader, har Kerala låg andel kvinnorna på arbetsmarknaden. Det tyder på att ökad jämställdhet inom utbildning och hälsa inte nödvändigtvis leder till ökat kvinnligt arbetskraftsdeltagande. Das och Desai (2003) menar också att i områden med stor andel högutbildade kvinnor är utbudet av utbildad arbetskraft

⁴ Sekolah Dasar INPRES Program.

större än efterfrågan vilket kan indikera att utbildade kvinnor inte efterfrågas på arbetsmarknaden, snarare än att de medvetet distanserar sig från att arbeta.

Det är tydligt att litteraturen pekar åt olika håll. Sambandet mellan utbildning och kvinnligt arbetsdeltagande i Indien tycks vara negativt för både grundskola och högre utbildning (Das & Desai, 2003) vilket motsäger den traditionella teorin om humankapitalets roll i att stärka människors möjligheter till arbete. Ytterligare ett perspektiv som framkommer i tidigare forskning är att sambandet mellan utbildning och kvinnligt arbetskraftsdeltagande snarare antar ett u-format, alternativt ett j-format, samband. De kvinnor som arbetar mest är högutbildade och de med oavslutad grundskoleutbildning medan de kvinnor som endast genomgått grundskoleutbildning arbetar i lägre utsträckning (Das, 2006). Eftersom DPEP är ett grundskoleprogram kommer vi inte urskilja hur olika nivåer av utbildning påverkar kvinnligt arbetskraftsdeltagande.

4.3.1 Effekter av DPEP

Som inledningsvis nämnts har förhållandevis få studier gjorts på DPEPs effekter. Sunders (2018) studie visar att DPEP ökade tillgången till grundskola, inskrivningar, läskunnighet och antal år av utbildning för både pojkar och flickor. Azam och Hang Saing (2017) har också utvärderat programmet genom att undersöka DPEPs effekter på tre olika utfall: sannolikheten att delta och slutföra grundskolan och antal år i utbildning. Författarna hittar positiva resultat på de tre indikatorerna och programmets effekter är marginellt starkare för flickor jämfört med pojkar. DPEP har också visat sig ha effekter över generationsgränserna. Enligt Sunder (2018) presterar barn vars mammor varit delaktiga i programmet bättre i både matematik och i språkämnena. Däremot finns det inga effekter på barns inläring vars pappor varit delaktiga i programmet.

Till skillnad från Sunder (2018) och Azam och Haing Saing (2017) är Khanna (2015) en av få som undersökt arbetsmarknadseffekter av DPEP för både kvinnor och män i form av avkastning på arbetsmarknaden och hittat stöd för att utbildad arbetskraft ersätts med högre lön. Trots många positiva effekter av DPEP ska det också nämnas att Jalan och Glinskaya (2013) menar att första fasen av programmet inte varit speciellt framgångsrikt i att minska könsskillnader i grundskolan vilket kan innebära att första fasen av DPEP inte haft någon markant påverkan på kvinnligt arbetskraftsdeltagande.

4.4 Sammanfattning

Litteraturen pekar åt olika håll och de arbetsmarknadsmässiga trender som identifierats i Indien motsäger den klassiska teorin om humankapitalets påverkan på arbetskraftsdeltagande vilket stärker behovet av ytterligare forskning på området. Med tanke på de positiva effekterna på löner som hittills identifierats av tidigare forskning (Khanna, 2015) vore det rimligt att DPEP genom substitutionseffekten ökar det kvinnliga arbetskraftsdeltagandet. Däremot talar den omfattande patriarkala strukturen i form av de kulturella, sociala och strukturella hinder som kvinnor i Indien dagligen möter för att inkomsteffekten snarare dominerar (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018). Om så är fallet kan det tänkas att kvinnors eventuella löneökning till följd av ökad utbildning inte är tillräcklig eftersom de positiva effekterna av DPEP också inkluderar pojkar. Huruvida flickor genomgår grundskoleutbildning eller inte kan därmed antas vara mindre betydelsefullt för deras framtida arbetskraftsdeltagande än vad den klassiska teorin om humankapital och arbetsutbud tidigare föreslagit.

5. Data

Följande avsnitt inleds med en redogörelse för det material och den data som används i studiens analys. Därefter följer operationalisering och beskrivande statistik av studiens variabler. Avsnittet avslutas med beskrivning av studiens regressionsmodeller, reliabilitet och validitet.

5.1 Material

Vi har hämtat individdata från 2015 års Demographic and Health Survey (DHS). Enkätundersökningen genomförs i flertalet länder och anses vara nationellt och regionalt representativ i respektive land (DHS, 2019). Undersökningen täcker ett brett spektrum av indikatorer på levnadsstandard, bland annat fertilitetsnivå, familjeplanering, dödlighet, hälsa och information om HIV/AIDS. Den data som står i fokus för vår analys är delaktighet på arbetsmarknaden bland kvinnor. Vi har valt att använda en version av DHS från 2015 som innehåller ett slumpmässigt urval av kvinnor i åldrarna 15–49 med 699 689 observationer (DHS, 2019; DHS, 2015). Eftersom vi kommer undersöka ett åldersintervall på fem år för både behandlingsgruppen och kontrollgruppen spelar det för vår studie ingen roll att observationerna inte täcker hela spektrumet för arbetsför ålder, som internationellt definieras som 15–74 år (World bank, 2019). Det urval som undersöks i vår studie utgörs av 5188 kvinnor i åldrarna 26–40 år.

Som ovan nämnts har vi, liksom flera tidigare studier (Sunder, 2018; Azam & Saing, 2017; Khanna, 2015), använt flickors läskunnighetsnivå för att kategorisera och urskilja distrikt som utsatts och inte utsatts för DPEP. Bland de distrikt som valdes ut till fas ett av DPEP hade alla utom de i delstaten Kerala, vars läskunnighet låg över det nationella snittet, låg läskunnighet (Jalan & Glinskya, 2013). I tabell A1 i appendix presenteras de 42 stater som ingick i fas ett. Samtliga Kerala-distrikt som ingår i behandlingsdistrikten hade läskunnighet över 76 procent. Den lägsta läskunnighetsnivån bland behandlingsdistrikten har Sidhi som hade 13,61 procent. Kontrolldistrikten redovisas i tabell A2 i appendix.

5.2 Oberoende och beroende variabel

Vår beroende variabel mäts utifrån en enkätfråga där respondenten fått uppge om de har arbetat de senaste 12 månaderna. Variabeln antar värdet ett om respondenten är i arbete eller har arbetat de senaste 12 månaderna och noll om respondenten inte arbetat de senaste 12 månaderna. Utifrån läskunnighetsnivå i distriktet (Sunder, 2019), har vi skapat en ny variabel, *Distrikt*, där vi delat in respondenter från olika distrikt i en behandlingsgrupp och en kontrollgrupp. För de kvinnor som bodde i behandlingsdistrikten under tiden då DHS genomfördes antar variabeln *Distrikt* värdet ett och för de kvinnor som bodde i kontrolldistrikten antar variabeln värdet noll.

Eftersom vi använder individdata från 2015 kan vi inte säkerställa att distriktet som kvinnorna bodde i när undersökningen gjordes stämmer överens med distriktet kvinnorna genomförde sin grundskoleutbildning i. Indiens patriarkala struktur gör att det är vanligt att kvinnan i äktenskapet flyttar in hos mannens familj (Sunder, 2018) vilket kan resultera i systematiska fel i vår indelning av behandlings- och kontrollgrupp. Sunder (2018) argumenterar däremot för att majoriteten av migrationen sker inom distriktet vilket gör det möjligt att mäta effekterna av DPEP på distriktsnivå med ytterst små mätfel. Även om vi, med hänsyn till Sunders argumentation, antar att de kvinnor som undersöks i vår studie genomförde sin grundskoleutbildning i det distrikt de var bosatta i 2015 finns det andra potentiella risker med vår estimering. En potentiell felkälla är att en del av kvinnorna som kategoriserats in i behandlingsgruppen inte har fullföljt sin grundskoleutbildning eller aktivt deltagit i grundskolan. Detta skulle kunna skapa skevhet i vår estimering av den kausala effekten av DPEP på arbetskraftsdeltagande men samtidigt går det att argumentera för att sådana eventuella brister skulle kunna förklaras av ineffektivitet i att uppnå delar av målen med DPEP.

Variabeln *Födelseår* anger om kvinnorna tillhör den grupp som gick i grundskolan före fas ett av DPEP eller om de tillhör den grupp som gick i grundskolan efter implementeringen av DPEP och därmed tagit del av programmet. Det betyder att variabeln antar värdet ett för kvinnor födda mellan 1984-1988 och värdet noll för kvinnor födda 1976-1980.

Ett framträdande problem med att mäta indiska kvinnors arbetskraftsdeltagande är det faktum att kvinnor i Indien ofta är deltidanställda alternativt arbetar i kristider (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Das, 2006). Fördelen med vår beroende variabel är att den troligen undviker underestimering av arbetskraftsdeltagande på grund av deltidsarbete eller vikariat eftersom den bygger på en enkätfråga där kvinnorna fått uppge om de arbetat någon gång de senaste 12 månaderna. Det är därför troligt att variabeln täcker upp en stor del av arbetskraften jämfört med om den skulle mätt huruvida kvinnorna var i arbete eller inte vid tiden för undersökningen.

5.3 Kontrollvariabler

I Indien finns det påtaglig variation bland regioner när det kommer till strukturella, kulturella och sociala faktorer som spelar roll för arbetsdeltagande. Kvinnligt deltagande på arbetsmarknaden är exempelvis betydligt lägre i norra jämfört med södra Indien och bland vissa lokala minoriteter (Das, 2006). För att kontrollera för regionala variationer i kvinnligt arbetsdeltagande har vi, likt Das (2006), delat in Indien i fem olika regions-dummyvariabler. I tabell 1 nedan redovisas hur uppdelningen är gjord. Regionsvariablerna *Norr*, *Öst*, *Väst*, *Söder* och *Nordost* antar värdet ett för varje delstat inom regionen och noll för övriga. Centrala Indien lämnas som referenskategori.

Tabell 1 – Regioner

Region	Delstater
Norr	Himachal Pradesh, Punjab, Haryana, Rajasthan, Chandigarh, Delhi, Uttarakhand (Uttaranchal), Jammu och Kashmir
Öst	West Bengal, Odisha (Orissa), Bihar, Jharkhand
Väst	Gujarat, Maharashta, Goa, Dadra och Nagar Haveli, Daman and Diu
Söder	Tamil Nadu, Karnataka, Kerala, Andhra Pradesh, Lakshadweep, Pondicherry, Andaman och Nicobar Islands, Telangana
Nordost	Manipur, Tripura, Arunachal Pradesh, Sikkim, Assam, Meghalaya, Mizoram, Nagaland
Central (referens)	Uttar Pradesh, Madhya Pradesh, Chhattisgarh

Källa: National Family Health Survey (2015/2016)

Ålder och civilstånd är lämpliga kontrollvariabler eftersom både unga kvinnor och gifta kvinnor tenderar att arbeta i lägre utsträckning (Sunder, 2018; Das, 2006). Vi använder en kontinuerlig variabel som sträcker sig mellan 15–49 år för att kontrollera för åldersaspekter. För att kontrollera för civilstånd använder vi en dummyvariabel där gifta kvinnor tilldelas värdet ett och övriga kvinnor antar värdet noll⁵.

Das (2006) finner i sin studie att det är 73 procent mer sannolikt för kvinnor från städer med mer än grundskoleutbildning att vara en del av arbetskraften jämfört med utbildade kvinnor från städer. För att kunna kontrollera för variationer i arbetsdeltagande bland kvinnor boende i stan respektive landsbygden har vi använt oss av två olika variabler som mäter välstånd där respondenterna delats upp i landsbygd och städer. Vi har använt den informationen för att skapa en ny variabel i vilken respondenter bosatta på landsbygden tilldelats värdet ett och de som bor i städer tilldelats värdet noll.

Likt Das och Desai (2003) kontrollerar vi för variation i kvinnligt arbetskraftsdeltagande beroende på religion genom att skapa två separata dummyvariabler. Den ena variabeln *Religion*

⁵ Kvinnor som antar värdet noll i variabeln är antingen de som aldrig tidigare varit gifta, de som är skilda eller de som separerat och inte längre bor ihop med sin partner.

antar värdet ett om respondenterna är anhängare av antingen kristendom, judendom, sikhism, buddhism/neo-buddhism, jainism eller parsi/zoroastrin och noll om respondenten är muslim eller hindu. *Muslim* antar värdet ett om respondenterna uppgett sig vara muslimer och noll för övriga religioner. Hinduism lämnas som referenskategori.

Med stöd i tidigare forskning (Das & Desai, 2003) använder vi lågt kast som en proxy för kulturella faktorer då kast tillsammans med kön och social status är en betydande orsak till jämställdhetsproblemen i Indien. Variabeln *Lågt kast* antar värdet ett för kvinnor tillhörande lägsta kastet och noll för kvinnor som tillhör en stam, OBC⁶ eller varken kast eller stam. Variabeln *Stam* antar värdet ett för kvinnor som tillhör en stam och noll för kvinnor som tillhör lägsta kastet, OBC och varken kast eller stam. Variabeln *OBC* antar värdet ett för kvinnor som tillhör OBC och noll för kvinnor som tillhör det lägsta kastet, en stam och varken kast eller stam.

5.4 Beskrivande statistik

Nedan presenteras beskrivande statistik över vårt urval och för samtliga variabler som ingår i analysen, förutom interaktionstermen. I tabell 2 nedan presenteras antal observationer (N), medelvärde, minimi- och maxvärden och standardavvikelse (Std. Dev) vilken visar spridningen kring medelvärdet. Samtliga variabler utom *Ålder* är dummyvariabler som antingen antar värdet noll eller ett.

⁶ OBC står för Other Backward Class och är en utsatt social grupp i Indien (Das, 2006).

Tabell 2 – Beskrivande statistik

Regressionsanalys

Variabler	N	Medelvärde	Std.Dev.	Min	Max
Arbetskraftsdeltagande	5188	0,356	0,479	0	1
Distrikt	5188	0,372	0,483	0	1
Födelseår	5188	0,559	0,497	0	1
Gift	5188	0,928	0,258	0	1
Ålder	5188	32,364	4,179	26	40
Norr	5188	0,169	0,375	0	1
Söder	5188	0,103	0,303	0	1
Öst	5188	0,221	0,415	0	1
Nordost	5188	0,116	0,32	0	1
Väst	5188	0,053	0,224	0	1
Landsbygd	5188	0,277	0,447	0	1
Lågt kast	5188	0,194	0,395	0	1
OBC	5188	0,456	0,498	0	1
Stam	5188	0,151	0,358	0	1
Muslim	5188	0,114	0,318	0	1
Religion	5188	0,074	0,262	0	1

Källa: DHS (2015)

Den beroende variabeln *Arbetskraftsdeltagande* visar att cirka 36 procent av observationerna arbetar eller har arbetat de senaste 12 månaderna. Cirka 37 procent av kvinnorna i urvalet bodde i ett behandlingsdistrikt 2015 vilket framgår av medelvärdet på variabeln *Distrikt*. De två åldersintervall som vi utgår ifrån för att kategorisera behandling- och kontrollgrupp är i stort sett jämt fördelade. Cirka 56 procent tillhör det yngre åldersintervallet, det vill säga de kvinnor som behandlats av DPEP. Den största delen, cirka 34 procent, av datasetets observationer bor i de centrala regionerna som i vår studie är referensgrupp. Näst flest kvinnor bor i öst följt av norr, nordost, söder och väst vilket framgår av variabelernas medelvärden. Variabeln *Gift* har ett medelvärde som visar att cirka 93 procent av urvalet är gifta. Medelvärdet för variabeln *Muslim* visar att cirka 11 procent av kvinnorna är muslimer. Variabeln *Religion* har ett medelvärde som visar att cirka 7 procent tillhör någon av de övriga religionerna medan referenskategori (Hinduism) står för cirka 81 procent av observationerna. Medelvärdet för variabeln *Lågt kast* visar att cirka 19 procent av kvinnorna tillhör ett lågt kast, cirka 46 procent tillhör OBC och cirka 19 procent tillhör en stam. Medelåldern bland kvinnorna är cirka 32 år och standardavvikelsen är cirka 4,1 vilket innebär en avvikelse från medelvärdet i vardera riktning med cirka 2,05 år. Variabeln *Landsbygd* visar att ca 28 procent av urvalet bor på landsbygden.

5.5 Reliabilitet

Reliabiliteten hos DHS bedöms vara god eftersom det är en stor och gedigen undersökning. Bristfällig reliabilitet orsakas ofta av slump- och slarvfel under sammanställningen av data vilket sällan uppstår vid omfattande undersökningar (Esaiasson et al., 2017, 64). Datasetet bygger på en enkätundersökning vilket däremot kan skapa en viss slumpmässighet eftersom respondentens svar kan variera beroende på tid, hälsotillstånd eller inställning till undersökningen. Däremot bör denna slumpmässiga skevhet med största sannolikhet inte vara tillräckligt stor för att göra studien missvisande.

Ett stort urval resulterar i mindre varians i den estimerade koefficienten (Wooldrige, 2012). Eftersom stor del av det totala urvalet i DHS inte har svarat på enkätfrågan om deras arbetssituation faller en stor del av urvalet bort i vår analys vilket möjligen riskerar att resultera i bristfälliga estimeringar. Med hänsyn till uppsatsens ämne är det av intresse att reflektera över den låga svarsfrekvensen. Eftersom det finns en uppdelning mellan den informella och formella arbetsmarknaden i Indien där majoriteten av kvinnorna arbetar inom den informella sektorn (Das, 2006) kan det tänkas uppstå oklarheter för respondenterna i undersökningen över vad de ska svara på frågan om sin arbetssituation. Den låga svarsfrekvensen (17 procent av det totala urvalet) kan tänkas indikera att kvinnligt arbetskraftsdeltagande i Indien inte är helt oproblematiskt vilket i sig stärker relevansen i att undersöka kvinnors delaktighet på arbetsmarknaden.

För att upprätthålla god reliabilitet i vår studie och bearbetning av datamaterialet har vi arbetat noggrant, systematiskt och transparent (Esaiasson et al. 2017, 64). Det gäller framförallt i arbetet med att kategorisera och koda våra behandlings- och kontrollgrupper. God reliabilitet underlättar eventuell upprepning av studien eller framtida studier inom liknande område.

6. Metod

Metodavsnittet inleds med en beskrivning av uppsatsens metod och huvudsakliga antaganden följt av en presentation av den regressionsmodell vi använt för att estimerar vår difference-in-difference-modell. Avsnittet avslutas med en diskussion om studiens validitet.

6.1 Difference-in-difference

Vi kommer undersöka effekterna av DPEP på arbetskraftsdeltagande hos kvinnor genom att använda oss av en difference-in-difference-modell. Difference-in-difference är en generell modell som går att utforma på olika sätt anpassat till studiens kontext (Angrist & Pischke, 2008, 241). I vår studie kommer vi använda variationer i distrikt och födelseår bland indiska kvinnor för att urskilja de kvinnor som tagit del av DPEP och jämföra deras arbetskraftsdeltagande med kvinnor som inte tagit del av DPEP. Grundidén med difference-in-difference är att observera effekten av en behandling genom att jämföra skillnaderna mellan behandlings- och kontrollgrupp över tid (Antonakis, Bendahan, Jacquart & Lalive, 2010). Metoden är ett populärt verktyg inom nationalekonomi för att utvärdera effekter av reformer på specifikt utvalda grupper (Abadie, 2005) vilket därmed gör metoden lämplig för vår studie.

För att kunna undersöka första fasen av DPEP utgår vi, likt Sunder (2018) och Azam och Hang Saing (2017), från 1991 års nationella läskunnighetsnivån för kvinnor, 39,2 procent. Sunder (2018) argumenterar för att 39,2 procent är ett lämpligt gränsvärde eftersom sannolikheten för att ha tilldelats finansiellt stöd under första fasen av DPEP var större om den kvinnliga läskunnigheten i distriktet låg under 39,2 procent. För att kunna jämföra kvinnor i distrikt där DPEP implementerats med kvinnor i distrikt som inte deltog i programmet har vi valt ut kontrolldistrikt under det nationella snittet. Vi kommer jämföra de 43 distrikt som ingick i fas ett av DPEP med distrikt som inte fått DPEP och hade en läskunnighetsnivå under det nationella snittet 1991. Detta minimerar risken att de skillnader som existerade mellan behandlingsdistrikt och kontrolldistrikt före behandlingen skulle förklara utfallen på arbetsmarknaden. Vi har valt ut kontrolldistrikt som inte berörts av varken fas ett, två, tre eller fyra för att säkerställa att vår kontrollgrupp är fri från behandling av DPEP. Det är också viktigt att inte behandlingsgruppen består av kvinnor som inte deltagit i DPEP. Om detta uppstår resulterar det i *measurement error*⁷ vilket i sin tur kan resultera i *attenuation bias*⁸ och därmed felaktiga slutsatser om DPEPs effektivitet.

Vid uppdelningen av kontroll- och behandlingsdistrikt utgick vi från Census data från 1991 över läskunnighetsnivå för samtliga delstater och distrikt i Indien (Sunder, 2019) samt

⁷ *Measurement error* är skillnaden mellan en variabls uppmätta värde och det sanna värdet (Wooldridge, 2012, 317 & 852)

⁸ *Attenuation bias* är en felestimering av en koefficient som alltid går mot noll. Den estimerade effekten blir därmed alltid, i absoluta termer, underskattad (Wooldridge, 2012, 844).

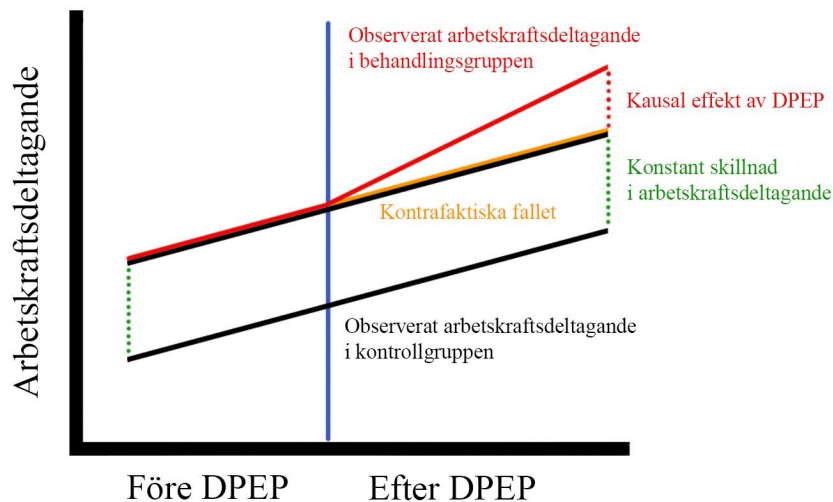
dokumentation över DPEPs fyra faser (Azam & Hang Saing, 2017). Behandlingsdistrikten valdes ut enbart ifrån dokumentationen medan kontrollerdistrikten valdes ut genom att exkludera de distrikt som har deltagit i någon av DPEPs faser. Därefter valde vi ut de distrikt som hade en läskunnighet under det nationella snittet 1991. Viktigt att notera är att flertalet av distrikten har delats eller bytt namn under 90-talet och för att kunna kombinera Census data från 1991 med individdata från 2015 krävdes ett omfattande arbete för att matcha distriktens namn 2015 med dess namn 1991, vilket mestadels gjordes via distriktens officiella hemsidor.

Likt Azam och Hang Saing (2017) definierar vi behandlingsgruppen som påverkats av programmet så att individer vars grundskoleålder sammanfaller med åren då DPEP implementerades. Vanligtvis går indiska barn i grundskolan i åldrarna 6–10 år (Azam & Hang Saing, 2017). Det betyder att den grupp som definieras som behandlingsgrupp innefattas av de kvinnor som var mellan 6–10 år 1994 och kontrollgruppen innefattar de kvinnor som inte tagit del av programmet i åldrarna 14–18 år 1994. Vi är medvetna om att det kan förekomma eventuella senareläggningar av flickors skolstart. Azam och Hang Saing (2017) menar att det på grund av senareläggningar kan vara relevant att också inkludera åldrarna 11–13 år i behandlingsgruppen. Trots detta har vi valt att inte inkludera ett bredare åldersintervall eftersom de flickor som senarelagt sin skolstart troligen är relativt få och troligen inte berörts av programmet i lika stor omfattning som flickor i åldrarna 6–10 år. Genom att vi förhåller oss till ett så snävt åldersintervall som möjligt kan vi med större säkerhet säga att de kvinnor som kategoriserats in som behandlingsgrupp faktiskt påverkats av DPEP. Samtliga flickor i behandlingsgruppen hade avslutat sina grundskolestudier innan 2001 vilket innebär att det inte direkt påverkades av andra stora utbildningssatsningar inom grundskola, exempelvis SSA som implementerades 2001–2002.

Fördelen med difference-in-difference är att behandlings- och kontrollgruppen inte nödvändigtvis behöver vara identiska före behandlingen. Det mest centrala antagandet för att säkerställa intern validitet i en difference-in-difference-modell är antagandet om parallella trender (Azam & Hang Saing, 2017). Det viktiga är att de underliggande trenderna är samma för båda grupperna och om antagandet inte håller leder det till felestimering. I frånvaro av DPEP ska det råda parallella tidstrender mellan behandlings- och kontrollgruppen. I figur 1 nedan illustreras antagandet med hjälp av en graf där den röda linjen anger behandlingsgruppens trend och den svarta linjen anger kontrollgruppens trend. Den orangea linjen visar det kontrafaktiska fallet av behandlingsgruppens utfall, det vill säga utfallet för

behandlingsgruppen om de inte hade berörts av DPEP. Differensen mellan den orangea linjen och den röda linjen visar den kausala effekten av behandlingen, vilket i vårt fall förväntas vara effekten av DPEP på kvinnors arbetskraftsdeltagande. De två svarta linjerna illustrerar den konstanta skillnaden, det vill säga de parallella trenderna, i arbetskraftsdeltagande mellan grupperna.

Figur 1. Antagandet om parallella trender



Vi kan inte explicit kontrollera antagandet om parallella trender men för att stärka trovärdigheten i antagandet kommer vi genomföra ett placebo-test där studiens kontrollgrupp jämförs med en placebo-grupp. Placebogruppen utgörs av kvinnor födda mellan 1969–1973 vilket innebär att samtliga kvinnor i placebo-testet inte tagit del av DPEP.

För att isolera den kausala effekten av utbildningssatsningen på kvinnligt arbetskraftsdeltagande och identifiera den gemensamma variansen mellan den oberoende och den beroende variabeln kommer ovanstående kontrollvariabler inkluderas. På så sätt kontrollerar vi för den varians i den beroende variabeln som inte kan förklaras av den oberoende variabeln (Esaiasson et al., 2017, 71–72) och undviker *omitted variable bias*⁹.

⁹ *Omitted variable bias* innebär att den estimerade effekten av den oberoende variabeln över- eller underskattas till följd av en utelämnad variabel som korrelerar med både den oberoende variabeln och den beroende variabeln (Angrist & Pischke, 2008, 59).

6.2 Regressionsmodell

Kausalitet handlar om orsakssamband mellan en beroende och en oberoende variabel. Det går inte att dra slutsatser om kausalitet enbart på basis av ett identifierat statistiskt samband mellan två variabler. Vi kommer analysera vår difference-in-difference modell med hjälp av en linjär sannolikhets modell (LPM) eftersom vår beroende variabel är binär (Angrist & Pischke, 2008, 47).

Vår modell kan skrivas ut i två steg. I modell 1 inkluderas de grundläggande variablerna, *Distrikt*, *Födelseår* och interaktionseffekten mellan *Distrikt* och *Födelseår*. I modell 2 inkluderas de grundläggande variablerna och samtliga kontrollvariabler.

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_{1i} \text{Distrikt} + \beta_{2i} \text{Födelseår} + \beta_{3i} (\text{Distrikt} * \text{Födelseår}) + U_i \quad (1)$$

$$Y_i = \alpha_0 + \beta_{1i} \text{Distrikt} + \beta_{2i} \text{Födelseår} + \beta_{3i} (\text{Distrikt} * \text{Födelseår}) + \beta_{4i} X + U_i \quad (2)$$

Y_i mäter arbetskraftsdeltagande för kvinnor i . α_0 är en konstant som visar medelvärdet på Y när övriga variabler antar värdet noll. Koefficienten β_{1i} visar skillnaden i medelvärde på Y mellan behandlings- och kontrollgrupp före implementeringen av DPEP, koefficienten beskriver därmed skillnader i kvinnors delaktighet på arbetsmarknaden på distriktsnivå. β_{2i} mäter den förväntade förändringen i Y mellan de två åldersintervallen. Koefficienten beskriver således den rena effekten av födelseår oberoende DPEP. β_{3i} estimerar difference-in-difference-effekten och visar den förväntade förändringen i medelvärdet på Y före och efter DPEP för behandlings- och kontrollgrupperna. β_{3i} är därmed den koefficient som i vår studie är av störst intresse. Difference-in-difference innebär att jämföra genomsnittligt utfall på den beroende variabeln före och efter en policyimplementering, i vårt fall DPEP. β_{4i} står för de kontrollvariabler som vi valt att inkludera i vår undersökning som hjälper oss att öka precisionen i vår estimering av DPEPs kausala effekt på kvinnors arbetskraftsdeltagande (Angrist & Pischke, 2008, 237).

Det finns fyra kombinationer av möjliga utfall där *Distrikt* och *Födelseår* antar antingen värdet ett eller noll vilket beskrivs i ekvationerna nedan.

$$E[Y_{Distrikt=1, Födelseår=1}] = \alpha_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \quad (3)$$

$$E[Y_{Distrikt=0, Födelseår=1}] = \alpha_0 + \beta_2 \quad (4)$$

$$E[Y_{Distrikt=1, Födelseår=0}] = \alpha_0 + \beta_1 \quad (5)$$

$$E[Y_{Distrikt=0, Födelseår=0}] = \alpha_0 \quad (6)$$

I estimeringen av difference-in-difference-effekten kombineras samtliga fyra utfall i en formel som kan skrivas likt nedan:

$$\begin{aligned} & (E[Y_{Distrikt=1, Födelseår=1}] - E[Y_{Distrikt=0, Födelseår=1}]) - (E[Y_{Distrikt=1, Födelseår=0}] - E[Y_{Distrikt=0, Födelseår=0}]) \\ & = ([\alpha_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3] - [\alpha_0 + \beta_2]) - (\alpha_0 + \beta_1 - \alpha_0) = \beta_3 \end{aligned}$$

Genom att ta skillnaden mellan behandlingsgruppen och kontrollgruppen efter behandling och subtrahera skillnaden mellan behandlingsgruppen och kontrollgruppen före behandlingen kan vi estimerar den kausala effekten av behandlingen, β_3 , givet att antagandet om parallella trender är uppfyllt. Det vill säga att den underliggande trenden för kvinnligt arbetskraftsdeltagande är den samma i behandling- och kontrollgruppen (Angrist & Pischke, 2008, 230).

Det råder diskussion inom forskarvärlden huruvida LPM eller icke-linjära modeller såsom probit eller logit är mest lämpade att använda när den beroende variabeln är binär. LPM är lämplig eftersom vår derivering av difference-in-difference-modellen är utifrån en linjär modell (Puhani, 2012). Modellen är förhållandevis mindre komplicerad att tolka jämfört med de alternativa icke-linjära modellerna vid estimering av interaktionstermer (Puhani, 2012) men också lämplig på grund av osäkerhet kring antaganden och felmarginaler i de icke-linjära alternativa modellerna (Friedman, 2012; Athey & Imbens, 2006). Kritiker menar att LPM ger felaktiga estimeringar till följd av hetroskedasticitet och ifall analysen innefattar ett stort antal prediktioner som ligger utanför intervallet noll och ett (Friedman, 2012). I LPM uppstår oundviklig problematik med hetroskedasticitet vilket innebär att LPM-antagandet om konstant varians i de oidentifierade faktorerna inte uppfylls. För att hantera hetroskedasticitet har vi använt robusta standardfel i våra estimeringar (Angrist & Pischke, 2008, 293). Vi har även undersökt hur många prediktioner i vår modell som ligger utanför värdena noll och ett eftersom det är betydande för trovärdigheten i estimeringen av LPM-regressionen. 11 av urvalets 5188 observationer ligger utanför intervallet vilket är försummande lite och kommer därmed inte

påverka vår estimering nämnvärt¹⁰. Utifrån resonemangen ovan och det faktum att vi tagit hänsyn till de två stora bristerna med LPM anser vi modellen vara lämplig.

6.3 Validitet

Det är viktigt för studies validitet och möjligheten att dra kausala slutsatser att de individer som tilldelats behandlings- eller kontrollgrupp inte på ett systematiskt sätt kunnat påverka ifall de deltagit i programmet eller inte vilket skulle skapa ett randomiseringsproblem (Sunder, 2018). Det är möjligt att DPEP skapade incitament för familjer, i stort behov av utbildning, att flytta till DPEP-behandlade distrikt efter att implementeringen skett vilket i så fall skulle påverka vår estimering och bedömning av DPEPs effekter (Angrist & Pischke, 2008, 241). Förutom att det skulle kunna uppstått problem på grund av migration menar Sunder (2018) att det finns en risk att lokala politiker manipulerat distriktens värden på diverse utbildningsindikatorer för att på så sätt tilldelas det finansiella stöd DPEP delvis innebar. Däremot argumenterar Sunder för att det vore osannolikt att distrikten lyckats manipulera sig till att delta i programmet eftersom huruvida distrikten tilldelats DPEP eller inte i första hand baserades på 1991 års Census data vilket samlades in av nationella myndigheter under en tid då programmet ännu inte var känt.

7. Resultat

Nedan presenteras resultaten från vår empiriska undersökning. I separata tabeller redovisas resultaten från huvudanalysen i form av Modell 1 och 2 följt av robusthetstest och placebo-test. Tabellerna visar koefficienten, standardavvikelse, konfidensintervall och signifikansnivå för varje variabel. Tabellen redovisar koefficienternas signifikansnivå på tre nivåer, p-värdet mindre än 0,1, 0,05 och 0,01.

7.1 Modell 1

I tabell 3 nedan presenteras resultatet från modell 1. Interaktionseffekten har en negativ men insignifikant effekt på den beroende variabeln *Arbetskraftsdeltagande*. Däremot finner vi ett negativt signifikant samband mellan *Arbetskraftsdeltagande* och variabeln *Födelseår* vilket indikerar att den yngre åldersgruppen är mindre delaktiga på arbetsmarknaden. Resultaten går således i linje med litteraturen som menar att äldre är mer delaktiga på arbetsmarknaden jämfört

¹⁰ Vi har testat att estimerar vår modell efter att ha uteslutit de 11 prediktionerna som ligger utanför intervallet 0–1. Resultatet skiljer sig inte avsevärt jämfört med när de 11 prediktionerna inkluderas. Genom att utesluta prediktionerna utanför intervallet kan eventuell felestimering minimeras men samtidigt riskerar vi att göra urvalet mindre representativt vilket sammantaget resulterat i att vi valt att behålla de 11 prediktionerna i vår analys.

med yngre (Sunder, 2018). Variabeln *Distrikt* har en positiv och signifikant effekt på *Arbetskraftsdeltagande*. Det innebär att de distrikt som tilldelades fas ett av DPEP har högre arbetskraftsdeltagande jämfört med våra utvalda kontroldistrikt. Däremot kan vi inte fastställa att skillnaden i arbetskraftsdeltagande är till följd av en kausal effekt av DPEP eftersom interaktionstermen inte är signifikant.

Tabell 3 – Modell 1

Regressionsanalys

Arbetskraftsdeltagande	Coef.	St.Err.	[95% Conf	Interval]
Distrikt	0.096***	0.021	0.054	0.137
Födelseår	-0.069***	0.017	-0.102	-0.037
Interaktionsterm	-0.005	0.028	-0.060	0.050
Konstant	0.361***	0.013	0.336	0.386
R-squared	0.014	N		5188.000
F-test	25.120	Prob > F		0.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

7.2 Modell 2

I tabell 4 nedan finner vi återigen inget signifikant samband mellan vår beroende variabel och interaktionstermen. Det innebär att vi inte lyckas fastställa en kausal effekt av DPEP på arbetskraftsdeltagande. Utifrån konfidensintervallet för interaktionstermen kan vi inte heller säkerställa om sambandets riktning är positiv eller negativ. De signifikanta effekterna av *Födelseår* och *Distrikt* på *Arbetskraftsdeltagande* kvarstår inte efter att samtliga kontrollvariabler inkluderats i analysen eftersom den del av variansen i *Arbetskraftsdeltagande* som förklaras av kontrollvariablerna nu har kontrollerats bort. Som tidigare studier har visat (Das, 2006) finner vi ett negativt signifikant samband mellan civilstånd och kvinnors delaktighet på arbetsmarknaden.

Något oväntat finner vi att variabeln *Landsbygd* har en negativ och signifikant effekt på arbetskraftsdeltagandet eftersom tidigare forskning antyder att det är fler kvinnor som jobbar på landsbygden jämfört med kvinnor i städer (Das, 2006). Det skulle kunna vara ett resultat av de strukturella och tekniska förändringarna som skett inom det kvinnodominerade jordbruket som tycks ha skapat en minskning i kvinnors arbetskraftsdeltagande (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018). Modell 2 bekräftar att det finns stor variation i sysselsättning mellan de olika regionerna. *Väst* har en positiv signifikant effekt medan *Norr*, *Öst*, *Nordost* och *Söder* har

signifikanta negativa effekter på kvinnligt arbetsdeltagande. Starkast effekt har *Öst, Norr och väst. Lågt kast* har en signifikant och positiv effekt på kvinnors arbetskraftsdeltagande vilket indikerar att kvinnor med låg social status i högre utsträckning arbetar. Resultatet kan således kopplas till vad tidigare forskning konstaterat angående sociala och kulturella normer och arbetskraftsdeltagande i Indien (Dean & Jayachandran, 2019; Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Arora, 2012; Duflo, 2012; Das, 2006; Das & Desai, 2003). Likaså visar resultatet att *Stam* och *OBC*, som är kvinnor med låg social status, har positiva signifikanta effekter på *Arbetskraftsdeltagande*. Modell 2 antyder också att muslimer arbetar i lägre utsträckning vilket visas av den negativa och signifikanta koefficienten.

Tabell 4 – Modell 2¹¹

Regressionsanalys

Arbetskraftsdeltagande	Coef.	St.Err.	[95% Conf	Intervall]
Distrikt	0.036	0.024	-0.010	0.082
Födelseår	-0.040	0.036	-0.112	0.031
Interaktionsterm	-0.008	0.027	-0.061	0.045
Gift	-0.211***	0.027	-0.264	-0.159
Ålder	0.004	0.004	-0.004	0.012
Norr	-0.125***	0.019	-0.163	-0.087
Söder	-0.060**	0.025	-0.110	-0.010
Öst	-0.129***	0.019	-0.167	-0.091
Nordost	-0.081***	0.026	-0.132	-0.029
Väst	0.122***	0.032	0.059	0.184
Landsbygd	-0.129***	0.014	-0.157	-0.100
Lågt kast	0.149***	0.021	0.109	0.189
OBC	0.087***	0.017	0.054	0.120
Stam	0.143***	0.024	0.097	0.190
Muslim	-0.128***	0.019	-0.164	-0.091
Religion	-0.024	0.028	-0.079	0.030
Konstant	0.450***	0.154	0.148	0.752
R-squared		0.082	N	5188.000
F-test		33.078	Prob > F	0.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

¹¹ Vi har testat sambandet mellan första fasen av DPEP och arbetskraftsdeltagande med hjälp av en IV regression. Vi använde antal år i utbildning (mellan 0-20 år) som instrument för interaktionstermen i vår difference-in-difference. Resultaten blev i huvudsak de samma som i Modell 2 men eftersom antagandet om instrumentets relevans (Wooldridge, 2015) inte till fullo uppfylldes, till följd av svag korrelation mellan instrumentet och vår interaktionsterm (0,12), väljer vi att inte presentera resultaten mer ingående.

7.3 Robusthetstest

I tabell 5 nedan presenteras resultaten från vårt robusthetstest där vi valt att exkludera behandlingsdistrikten Kasaragod, Wayanad och Malappuram eftersom deras läskunnighetsnivå skiljer sig jämfört med övriga behandlingsdistrikt och således påverkar medelvärdet. Eftersom resultaten i det stora hela återspeglar modell 2 kan vi konstatera att de avvikande distrikten inte förändrar tolkningen av modell 2 nämnvärt.

Tabell 5 – Robusthetstest

Regressionsanalys

Arbetskraftsdeltagande	Coef.	St.Err.	[95% Conf	Intervall]
Distrikt (robust)	0.039	0.024	-0.008	0.086
Födelseår	-0.023	0.037	-0.096	0.049
Interaktionsterm	-0.011	0.028	-0.066	0.044
Gift	-0.204***	0.027	-0.257	-0.151
Ålder	0.006	0.004	-0.002	0.015
Norr	-0.125***	0.019	-0.163	-0.087
Söder	-0.014	0.030	-0.072	0.044
Öst	-0.131***	0.019	-0.169	-0.094
Nordost	-0.084***	0.026	-0.135	-0.033
Väst	0.119***	0.032	0.057	0.182
Landsbygd	-0.135***	0.015	-0.163	-0.106
Lågt kast	0.147***	0.021	0.106	0.188
OBC	0.088***	0.017	0.055	0.121
Stam	0.145***	0.024	0.098	0.192
Muslim	-0.096***	0.020	-0.136	-0.056
Religion	-0.020	0.028	-0.075	0.034
Konstant	0.361**	0.158	0.051	0.671
R-squared		0.080	N	5025.000
F-test		31.012	Prob > F	0.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

7.4 Placebotest

Vi testar trovärdigheten i våra estimeringar med hjälp av ett placebotest. Det innebär att vi bytt ut behandlingsgruppen, kvinnor födda 1984-1988, mot kvinnor födda 1969-1973. Det betyder att varken placebogrupperna och kontrollgruppen har berörts av någon fas av DPEP. Trots att vi inte direkt kan kontrollera för parallella trender kan vi utifrån placebotest och dess insignifikanta interaktionsvariabel stärka trovärdigheten i att antagandet om parallella trender håller. Vi kan se på antalet observationer att placebotestet har något färre observationer än Modell 2 men detta påverkar troligen inte testets trovärdighet.

Tabell 6 – Placebotest*Regressionsanalys*

Arbetskraftsdeltagande	Coef.	St.Err.	[95% Conf	Intervall]
Distrikt (placebo)	0.023	0.024	-0.025	0.071
Födelseår (placebo)	0.048	0.040	-0.030	0.126
Interaktionsterm (placebo)	-0.001	0.030	-0.060	0.058
Gift	-0.153***	0.026	-0.204	-0.103
Ålder	-0.008*	0.005	-0.017	0.001
Norr	-0.132***	0.022	-0.176	-0.088
Söder	-0.090***	0.028	-0.145	-0.036
Öst	-0.161***	0.022	-0.205	-0.117
Nordost	-0.107***	0.029	-0.163	-0.051
Väst	0.118***	0.037	0.047	0.190
Landsbygd	-0.145***	0.016	-0.178	-0.113
Lågt kast	0.203***	0.023	0.157	0.249
OBC	0.096***	0.019	0.059	0.133
Stam	0.145***	0.026	0.094	0.197
Muslim	-0.111***	0.023	-0.155	-0.066
Religion	-0.054*	0.030	-0.113	0.005
Konstant	0.852***	0.176	0.506	1.197
R-squared		0.086	N	4157.000
F-test		28.414	Prob > F	0.000

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

8. Diskussion

Könsdiskriminering är och har historiskt varit en betydande del av kvinnors vardag i världen och så även i Indien. Lägre utbildning, arbetskraftsdeltagande, hälsonivå, självbestämmande och utbrett våld mot kvinnor är endast några exempel på den diskriminering kvinnor dagligen utsätts för (United Nations in India, 2019b; Duflo, 2012; Das, 2006). Utbildning och arbetskraftsdeltagande är och har varit två viktiga faktorer för ekonomisk tillväxt, demokrati, fattigdomsbekämpning och för att stärka kvinnors roll i samhället (United Nations in India, 2019a; Duflo, 2012). Den klassiska teorin föreslår ett positivt samband mellan investeringar i utbildning och ökat kvinnligt arbetskraftsdeltagande medan flertalet studier (Chatterjee, Desai & Vanneman, 2018; Das, 2006; Das & Desai, 2003) har visat att trenden tycks gå i motsatt riktning i Indien.

Vi har inte kunnat fastställa någon kausal effekt på kvinnligt arbetskraftsdeltagande till följd av första fasen av DPEP eftersom vi varken funnit en positiv eller negativ signifikant effekt. Vi kan således inte heller påstå att DPEP är en bakomliggande orsak till det negativa sambandet mellan utbildning och kvinnors arbetskraftsdeltagande som har identifierats i Indien. En

förklaring till resultatet kan vara att de positiva löneeffekterna av DPEP (Khanna, 2015) främst har gynnat män vilket i så fall möjligen har ökat lönegapet inom familjer och därmed troligen inte ökat kvinnors incitament till förvärvsarbete via inkomsteffekten. Resultatet kan också indikera, liksom Jalan och Glinskayas (2013) studie, att första fasen av DPEP inte varit framgångsrikt i att minska könsskillnader inom utbildning vilket i så fall kan vara en förklaring till varför vi inte hittar signifikanta skillnader i arbetskraftsdeltagande mellan kvinnor som tagit del av DPEP och inte. Vårt resultat bekräftar som tidigare nämnts inte den klassiska teorin vilket nödvändigtvis inte behöver indikera att teorin inte stämmer. Det kan tänkas att vårt resultat går att generalisera till länder med starka patriarkala strukturer och att teorin därmed brister i att ta hänsyn till sådana kontexter. För att stärka kvinnors delaktighet på arbetsmarknaden i länder med starka kulturella och strukturella hinder kan det tänkas vara allra viktigast med innehållet i utbildningen, som exempelvis jämställdhetsfrågor, snarare än kvantiteten.

Med hänsyn till vårt insignifikanta resultat i kombination med att första fasen av DPEP visat sig ineffektiv i att reducera könsskillnader i grundskolan (Jalan & Glinskayas, 2013) kan det vara av intresse för vidare forskning att mer djupgående, liksom Azam och Hang Saing (2017), inkludera samtliga faser av programmet i analysen. Detta för att skapa en mer omfattande bild av DPEPs effekter på kvinnors arbetskraftsdeltagande. Som tidigare nämnts finns det även en tydlig uppdelning mellan den informella och formella arbetsmarknaden i Indien (Das, 2006) vilket också skulle kunna motivera framtida studier till att urskilja och jämföra hur utbildning påverkar kvinnor på den informella respektive formella arbetsmarknaden istället för att analysera arbetsmarknaden i sin helhet. Ytterligare ett sätt att undersöka den indiska arbetsmarknaden mer ingående skulle kunna vara att använda en beroende variabel som delar upp olika typer av arbetskraftsdeltagande, exempelvis deltids-, säsongs- och heltidsarbete. På så sätt skulle det vara möjligt att granska om utbildning påverkar olika typer av arbetskraftsdeltagande eftersom det breda perspektivet av arbetskraftsdeltagande i vår studie inte givit något signifikant resultat.

Det insignifikanta resultatet kan delvis också grundas i att grundskoleutbildning är otillräcklig för att spela en avgörande roll för huruvida kvinnor arbetar eller inte. Det kan därför tänkas vara mer relevant att undersöka hur högre utbildningsnivå, exempelvis gymnasium, påverkar kvinnligt arbetskraftsdeltagande. Grundskola är dock en förutsättning för ökad utbildningsnivå

och kan därmed indirekt via högre utbildning tänkas spela en avgörande roll för kvinnligt arbetskraftsdeltagande.

Det har identifierats positiva effekter på löner till följd av DPEP (Khanna, 2015) samtidigt som effekterna på kvinnligt arbetskraftsdeltagandet inte kunnat fastställas vilket tyder på att vårt resultat mer troligt bero på andra faktorer som motverkar den förväntade positiva effekten av utbildning. Vi har likt tidigare forskning i Indien (Arora, 2012; Duflo, 2012; Das, 2006) identifierat liknande samband mellan kvinnligt arbetskraftsdeltagande och de kulturella och sociala faktorerna såsom civilstånd, kast- och stamtillhörighet och religion. Kulturella och sociala faktorer är trögörliga vilket kan vara en förklaring till att utbildning inte får de, utifrån den klassiska teorin, förväntade effekterna på arbetskraftsdeltagande. Därav kan vårt resultat tyda på att den klassiska teorin inte är representativ för den indiska kontexten. Det krävs troligen bredare åtgärder för att motverka den diskriminering och de strukturella hinder som kvinnor möter på arbetsmarknaden. Även om utbildning kan tänkas påverka normer och attityder i samhället till viss del, krävs troligen mer riktade jämställdhetsreformer för att motverka kulturella och strukturella hinder för kvinnligt arbetskraftsdeltagande i Indien. Ett exempel är programmet Legion of Stars som har implementerats i delstaten Haryana på högstadienivå för att sprida kunskap om Indiens rådande könsdiskriminering och genom diskussioner förändra elevernas attityder gentemot kvinnors roll i samhället (Dhar, Jain & Jayachandran, 2018). Därmed kan positiva effekter på kvinnligt arbetskraftsdeltagande, till följd av DPEP och andra utbildningsprogram, komma att framträda tydligare i framtiden om Indien fortsätter vidta andra mer riktade åtgärder för att förändra sociala och kulturella normer.

9. Referenser

- Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*. 72(1), 1-19.
- Acemoglu, D., Autor, D. H., & Lyle, D. (2004). Women, war, and wages: The effect of female labor supply on the wage structure at midcentury. *Journal of political Economy*. 112(3), 497-551.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Antonakis, J., Bendahan, S., Jacquart, P., & Lalive, R. (2010). On making causal claims: A review and recommendations. *The leadership quarterly*. 21(6), 1086-1120.
- Arora, R. U. (2012). Gender inequality, economic development, and globalization: A state level analysis of India. *The Journal of Developing Areas*. 147-164.
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2006). Identification and inference in nonlinear difference-in-differences models. *Econometrica*. 74(2), 431-497.
- Azam, M., & Saing, C. H. (2017). Assessing the impact of district primary education program in India. *Review of Development Economics*. 21(4), 1113-1131.
- Çağatay, N., & Özler, Ş. (1995). Feminization of the labor force: The effects of long-term development and structural adjustment. *World development*. 23(11), 1883-1894.
- Carlsson, M., Eriksson, S., & Gottfries, N. (2006). Testing theories of job creation: does supply create its own demand?. *Sveriges Riksbank Working Paper Series*. No. 194.
- Chatterjee, E., Desai, S., & Vanneman, R. (2018). Indian Paradox: Rising Education, Declining Womens' Employment. *Demographic research*. 38, 855.

Dankelman, I., & Davidson, J. (2013). *Women and the Environment in the Third World: Alliance for the Future*. Routledge.

Das, M. B. (2006). Do traditional axes of exclusion affect labor market outcomes in India?. Available at SSRN 1919070.

Das, M., & Desai, S. (2003). Why are educated women less likely to be employed in India?: Testing competing hypotheses. Washington, DC: Social Protection, World Bank.

Dean, J. T., & Jayachandran, S. (2019). Changing Family Attitudes to Promote Female Employment. In *AEA Papers and Proceedings* (Vol. 109, pp. 138-42).

De Janvry, A., & Sadoulet, E. (2016). *Development Economics: Theory and Practice*. New York: Routledge.

Demographic and Health Survey (DHS). (2019). Hämtad 2019-04-17 från <https://dhsprogram.com/What-We-Do/Survey-Types/DHS.cfm>

Demographic and Health Survey (DHS). (2015). Data. Hämtad 2019-04-01 från <https://dhsprogram.com/data/available-datasets.cfm>

Dhar, D., Jain, T., & Jayachandran, S. (2018). *Reshaping Adolescents' Gender Attitudes: Evidence from a School-Based Experiment in India* (No. w25331). National Bureau of Economic Research.

Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic literature*. 50(4), 1051-79.

Duflo, E. (2001). Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment. *American economic review*. 91(4), 795-813.

England, P., Gornick, J. and Shafer, E. F. (2012). Women's employment, education, and the gender gap in 17 countries. *Monthly Labor Review*. 135(4): 3-12.

Friedman, J. (2012). Whether to probit or to probe it: in defense of the Linear Probability Model. [Blogginlägg]. Hämtad 2019-05-28 från <https://blogs.worldbank.org/impacetevaluations/whether-to-probit-or-to-probe-it-in-defense-of-the-linear-probability-model?fbclid=IwAR3s6gHhdvqBzg3WCPpfasW8CY1Ccr6qtFr46vcLsOEhqr9lGmf2hrmBQR0>

Goldin, C.J. (1990). *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. New York: Oxford University Press.

Jalan, J., & Glinskaya, E. (2002). Small bang for big bucks? An evaluation of a primary school intervention in India. With Elena Glinskaya. Mimeo. World Bank.

Khanna, G. (2015). Large-scale education reform in general equilibrium: Regression discontinuity evidence from India. *Unpublished paper, University of Michigan*.

Klasen, S. (2002). Low schooling for girls, slower growth for all? Cross-country evidence on the effect of gender inequality in education on economic development. *The World Bank Economic Review*. 16(3), 345-373.

Klasen, S., & Lamanna, F. (2009). The impact of gender inequality in education and employment on economic growth: new evidence for a panel of countries. *Feminist economics*. 15(3), 91-132.

Lam, D., & Duryea, S. (1999). Effects of schooling on fertility, labor supply, and investments in children, with evidence from Brazil. *Journal of Human Resources*. 160-192.

Meyer, B. D. (2002). Labor supply at the extensive and intensive margins: The EITC, welfare, and hours worked. *American Economic Review*. 92(2), 373-379.

Olivetti, C., & Petrongolo, B. (2017). The economic consequences of family policies: lessons from a century of legislation in high-income countries. *Journal of Economic Perspectives*. 31(1), 205-30.

The Probe Team. (1999). Public Report on Basic Education in India. Oxford: Oxford University Press.

Puhani, P. A. (2012). The treatment effect, the cross difference, and the interaction term in nonlinear “difference-in-differences” models. *Economics Letters*. 115(1), 85-87.

Sackey, H. A. (2005). Female labour force participation in Ghana: The effects of education.

Sunder, N. (2019). 1991 censusdata från Indien (PDF). Hämtad från: Mailkorrespondens i april 2019.

Sunder, N. (2018). Parents' schooling & intergenerational Human Capital: Evidence from India. Working paper. *Economics Department*. Cornell University.

Sweetland, S. R. (1996). Human capital theory: Foundations of a field of inquiry. *Review of educational research*. 66(3), 341-359.

Thomson Reuters Foundation. (2018). The World's most Dangerous Countries for Women 2018. Hämtad från: <http://poll2018.trust.org> 2019-05-12

Tienda, M., Donato, K. M., & Cordero-Guzman, H. (1992). Schooling, color, and the labor force activity of women. *Social Forces*. 71(2), 365-395.

United Nations. (2015a). *Time for Global Action. Focus on gender equality and women's empowerment to achieve sustainable development*. Hämtad 2019-04-17 från <https://www.un.org/sustainabledevelopment/gender-equality/>

United Nations. (2015b). *The Millennium Development Goals Report 2015*. New York: United Nations.

United Nations in India. (2019a). *Gender equality and youth development*. Hämtad 2019-05-04 från <http://in.one.un.org/gender-equality-and-youth-development/>

United Nations in India. (2019b). *Gender Equality: Women's Economic Empowerment*. Hämtad 2019-04-22 från <http://in.one.un.org/unibf/gender-equality/>

Williamson, O. E. (2000). The new institutional economics: taking stock, looking ahead. *Journal of economic literature*. 38(3), 595-613.

Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.

World Bank. (2019). *Age Dependency Ratio (% Of Working-Age Population)*. Hämtad 2019-05-06 från: <https://datacatalog.worldbank.org/age-dependency-ratio-working-age-population-3>

World Bank. (2018). *Women, Buisness and Law 2018*. Washington: World Bank.

10. Appendix

Tabell A1 – Behandlingsdistrikt

Distrikt	Delstat	Läskunnighet (%)	Distrikt	Delstat	Läskunnighet (%)
Sidhi	Madhya Pradesh	13,61	Parbhani	Maharashtra	29,41
Rajgarh	Madhya Pradesh	15,62	Jind	Haryana	30,12
Sarguja	Madhya Pradesh	17,4	Nanded	Maharashtra	30,96
Guna	Madhya Pradesh	17,99	Hisar	Haryana	32,12
Panna	Madhya Pradesh	19,42	Darrang	Assam	32,53
Tikamgarh	Madhya Pradesh	19,96	Betul	Madhya Pradesh	33,9
Shahdol	Madhya Pradesh	20,09	Sirsa	Haryana	34,02
Dhar	Madhya Pradesh	20,71	Dharmapuri	Tamil Nadu	34,23
Chhatarpur	Madhya Pradesh	21,32	Karbi Anglong	Assam	34,35
Sehore	Madhya Pradesh	21,99	Mandya	Karnataka	36,7
Raichur	Karnataka	22,15	Kolar	Karnataka	37,75
Raisen	Madhya Pradesh	25,47	Belgaum	Karnataka	38,69
Raigarh	Madhya Pradesh	26,46	Osmanabad	Maharashtra	39,16
Rewa	Madhya Pradesh	26,88	Marigaon	Assam	39,19
Bilaspur	Madhya Pradesh	27,26	Tiruvannamalai	Tamil Nadu	39,25
Satna	Madhya Pradesh	27,8	Aurangabad	Maharashtra	39,64
Rajnandgaon	Madhya Pradesh	27,83	South Arcot*	Tamil Nadu	39,7
Mandsaur	Madhya Pradesh	28,32	Latur	Maharashtra	39,74
Kaithal	Haryana	28,37	Kasaragod	Kerala	76,29
Dhubri	Assam	28,75	Wayanad	Kerala	77,69
Ratlam	Madhya Pradesh	29,13	Malappuram	Kerala	84,09

Kommentar: * South Arcot är numera uppdelat i distrikten Viluppuram och Cuddalore

Källa: Sunder (2019) och Azam & Hang Saing (2017)

Tabell A2 – Kontrolldistrikt

Distrikt	Delstat	Läskunnighet (%)	Distrikt	Delstat	Läskunnighet (%)
Barmer	Rajasthan	7,68	Dadra and Nagar Haveli	Dadra & Nagar Haveli	26,98
Jalaur	Rajasthan	7,75	Bikaner	Rajasthan	27,03
Jaisalmer	Rajasthan	11,28	Aligarh	Uttar Pradesh	27,17
Banswara	Rajasthan	13,42	Upper Subansiri	Arunachal Pradesh	27,24
Purba Champaran	Bihar	13,69	Gumla	Bihar	27,48
East Kameng	Arunachal Pradesh	14,02	Ganjam	Orissa	28,09
Madhepura	Bihar	14,41	Saharanpur	Uttar Pradesh	28,1
Saharsa	Bihar	14,7	Varanasi	Uttar pradesh	28,87
Dungarpur	Rajasthan	15,4	Mon	Nagaland	29,1
Palamu	Bihar	16,15	Changlang	Arunachal Pradesh	29,64
Sahibganj	Bihar	16,32	Nalanda	Bihar	29,95
Banda	Uttar Pradesh	16,44	Lower Subansiri	Arunachal Pradesh	30,7
Madhubani	Bihar	16,75	West Garo Hills	Meghalaya	31,32
Tawang	Arunachal Pradesh	16,83	Chhindwara	Madhya Pradesh	32,52
Katihar	Bihar	16,88	Ujjain	Madhya Pradesh	32,64
Sitapur	Uttar pradesh	16,9	Mainpuri	Uttar Pradesh	33,05
Pali	Rajasthan	16,97	Dibang Valley	Arunachal Pradesh	33,27
Chittargarh	Rajasthan	17,15	East Siang	Arunachal Pradesh	34,43
Giridih	Bihar	17,65	Ajmer	Rajasthan	34,5
Gopalganj	Bihar	17,75	Bathinda	Punjab	34,51
Godda	Bihar	18	Chandel	Mainpur	34,8
Tirap	Arunachal Pradesh	18,52	West Kameng	Arunachal Pradesh	35,22
Udaipur	Rajasthan	19	West District	Sikkim	35,26
Deoghar	Bihar	19,74	West Siang	Arunachal Pradesh	35,85
Khagaria	Bihar	19,79	Senapati	Mainpur	36,13
Samastipur	Bihar	21,17	Lohit	Arunachal Pradesh	36,21
Siwan	Bihar	21,33	Jaintia Hills	Meghalaya	36,31
Nawada	Bihar	21,82	Thoubal	Manipur	36,31
Jodhpur	Rajasthan	22,58	Hoshangabad	Madhya Pradesh	37,63
Saran	Bihar	22,71	Sagar	Madhya Pradesh	37,78
Allahabad	Uttar pradesh	23,45	Sangrur	Punjab	37,86
Begusarai	Bihar	23,52	Dhanbad	Bihar	37,88
Gorakhpur	Uttar pradesh	24,49	Ferozpur	Punjab	38,11
Lohardaga	Bihar	26,11	Etawah	Uttar Pradesh	38,34
Aurangabad	Bihar	26,67	Balaghat	Madhya Pradesh	38,95
Jehanabad	Bihar	26,81			

Källa: Sunder (2019) och Azam & Hang Saing (2017)