

## „James J. Heckman – nositel Nobelovy ceny za ekonomii v roce 2000“

ú t e r ý 20. ú n o r a 2001

(Ing. Miroslav Zajíček, M.A. – přednášející a editor)

---

**Jiří Schwarz** (prezident Liberálního institutu)

Dámy a pánové,

James J. Heckman, jemuž byla v roce 2000 udělena Nobelova cena za ekonomii (spolu s D. McFaddenem) za jeho přínos k ekonomické teorii a ekonometrii v oblasti ohodnocování sociálních programů je dalším z ekonomů chicagské školy, jimž se dostalo nejprestižnějšího vědeckého ocenění každoročně udělované Švédskou královskou akademií věd. Šťastný ranní telefonát ze Stockholmu již probudil v Chicagu osm ekonomů před ním. Byli to: Milton Friedman (1976), Theodore W. Schultz (1979), George Stigler (1982), Merton Miller (1990), Ronald H. Coase (1991), Gary S. Becker (1992), Robert W. Fogel (1993) a Robert E. Lucas (1995). Takovým seznamem celebrit se nemůže chlubit žádné jiné pracoviště ekonomického výzkumu. Pozici chicagské školy navíc posiluje skutečnost, že mnozí další nositelé Nobelovy ceny za ekonomii toto ocenění obdrželi za výzkum, který prováděli během svého pobytu v Chicagu (např. Robert Mundell nebo G. Debreu).

Pojem chicagská škola v ekonomickém myšlení se institucionálně vztahuje ke katedře ekonomie Chicagské univerzity od roku 1930. V současnosti jsou k příslušníkům této školy řazeni také vědci jiných dvou významných pracovišť Chicagské univerzity – Graduate School of Business a Law School.

Frank Knight, Jacob Viner a H. C. Simmons jsou všeobecně považováni za zakladatele Chicagské školy. Protože byli přesvědčeni o schopnosti neoklasické teorie postihnout chování ekonomických subjektů, kladli důraz na studium a výzkum cenové teorie a dalších ekonomických témat potřebných pro její pochopení. Během svého působení vychovali řadu vynikajících ekonomů ((George Stigler, Allen Wallis, Henry Simons, Aaron Director, Rose (Director) Friedman)), kteří následně rozvíjeli věhlas tohoto akademického pracoviště a vychovávali další generaci Chicagských ekonomů. Nejbližší z nich nám je nepochybně Milton Friedman, nejvýznamnější osobnost identifikovatelná s chicagskou školou, jehož díla vyšla v českých

překladech a jenž dvakrát pobýval na pozvání Liberálního institutu v Praze (1990 a 1997).

Ve své stati Metodologie pozitivní ekonomie z roku 1953 charakterizuje způsob ekonomického zkoumání chicagské školy, která vychází z metodologického individualismu podobně jako neoklasická a rakouská škola. Friedmanův odklon od tradičního metodologického přístupu vyplývá z opuštění představy o nezbytnosti testovat ekonomickou teorii na základě reálnosti předpokladů. Pokud jsou závěry racionálně konzistentní s pozorovanými jevy, teorie vysvětluje realitu, je schopna ji předvídat, a proto je relevantní teorií.

Tento metodologický přístup učinil z Chicagské školy mohutný zdroj relevantních teorií, o čemž nás na příkladu Heckmanova díla přesvědčí jeho bývalý student z Chicagské univerzity a současný externí vědecký pracovník Liberálního institutu Miroslav Zajíček.

Dovolte, abych vám krátce našeho hlavního řečníka představil. Domnívám se, že více než cokoli, nám o jeho predikčních schopnostech napoví e-mailová zpráva, kterou jsem od Mirka Zajíčka obdržel 11. října 1999.

*„... tak vás zdravím z Chicaga a posílám vám něco, abyste se měli na co těšit. Ve středu oznámí nobelovku za ekonomii. Udělal jsem si několik tipů, tak schválně jestli vyjde alespoň jeden: T. Sargent, A.Habberger, W.Baumol, G. Tullock. V. Smith, R. Barro, J. Heckman, P. Bauer, H. Demsetz, možná R. A. Posner.*

*Bohužel je to seznam těch, kterým bych to chtěl dát já a nikoliv těch, kteří to někdy dostanou – to ji spíš dostane Stiglitz nebo popový zpěvák „ekonomie“ Krugman (uvidíme, ale Stiglitze a Krugmana raději ne).“*

Mirek Zajíček byl asi prvním Čechem, který „nominoval“ J. Heckmana na Nobelovu cenu za ekonomii, a to o rok dříve než ji ve skutečnosti dostal. Věrohodnost této zprávy určitě potvrdí i přítomný Petr Zahradník, který ji podle hromadné adresy v záhlaví rovněž obdržel. Mirkova reakce na udělení Nobelovy ceny za ekonomii v roce 1999 je pro něj velmi typická. Cituji z jeho e-mailové zprávy z 19. října 1999: *„... ještě... maličkost o té nešťastné Nobelově ceně letos. Přes všechno špatné je na tom něco dobré – Mundell to dostal samozřejmě za zásluhy – to je u ekonomů obvyklé. Dostal ji za to, co udělal hodně dávno, před třiceti lety. No a můžete hádat, kde působil v 60. letech, když vymyslel ten Fleming – Mundellův model a horoval po „plovoucích“ měnových kurzech apod. Překvapivě to byla: University of Chicago ... To mě trochu smiřuje s tím rozhodnutím.“*

Vynikající články o představitelích Chicagské školy psal Miroslav Zajíček do časopisu Pravý úhel už jako student VŠE. Dále pak jako člen autorského kolektivu učebnice Kapitoly z dějin ekonomického myšlení pod vedením profesorky Alžběty Kvasničkové z Právnické fakulty Univerzity Karlovy.

S Heckmanovým příspěvkem k rozvoji chicagského liberálního paradigmatu nás seznámí Miroslav Zajíček.

### **Miroslav Zajíček** (Liberální institut)

*(V přepisu přednášky byly zohledněny i dotazy z následné diskuse, které se zúčastnili: Vladimír Rudlovčák, Jiří Schwarz, Dušan Tříška a Pavel Žamborský; za dotazy i zájem o problematiku by jim autor rád vyjádřil poděkování. Stejně tak autor přednášky děkuje panu Viktoru Kotlánovi z ČSE, bez jehož příspěví by se podobná přednáška nemohla uskutečnit.)*

Děkuji za slovo. Přednáška, kterou nyní přednesu je obdobná té, kterou jsem přednesl na Liberálním institutu hned poté, co J.J. Heckman a D. McFadden Nobelovu cenu získali. N úplný úvod několik poznámek. Nebudu se zdržovat biografickými daty, neboť je lze velmi přehledně nalézt na www-stránce samotného Jima Heckmana (nejlepší přístup je přes [www.uchicago.edu](http://www.uchicago.edu)). Během přednášky uslyšíte a uvidíte mnoho matematiky – přesně tak, jak to vypadá na přednáškách Jima Heckmana. Ale již dopředu upozorňuji, že matematika není podstatou toho, co Jim dělá. Závěrečný souhrn literatury není ani zdaleka úplný výčet Jimových prací. Spíše se jedná o neúplný výčet textů, které souvisí s tématem této přednášky. A konečně, podstatou této přednášky bude popis metod, které Jim používá, nikoliv jejich hodnocení. Jak je patrné z tohoto nástinu, druhý nositel Nobelovy ceny D. MacFadden přijde poněkud zkrátka – a to nikoliv proto, že by jeho modely a práce nebyly zajímavé. Ale spíš by si vyžadoval zvláštní přednášku, než abychom velmi omezený čas tříštili mezi obě tyto osobnosti. Tímto se Dannymu a jeho příznivcům omlouvám. Stejně tak není úplný ani náhodný výběr toho, co zde o práci Jima Heckmana přednesu. Do značné míry je to ovlivněno tím, co nás učil (byť asi třetinu kurzu věnoval McFaddenovi) – tj. tím, co dělal především v 90. letech a snažil jsem se soustředit na to, za co dostal Nobelovu cenu – na ohodnocování sociálních programů. Seznam (opět asi neúplný) toho, čím se Jim zabývá, by mohl vypadat asi následovně: labor economics, problematika černochoů v americké společnosti, program GED, ženy na trhu práce, dopady vzdělání na trh práce atd.

### **Obsah přednášky**

Nejdříve bych se, jestli dovolíte, podíval na to, v čem se asi Jimova ekonometrie liší od té, řekněme, klasické. Začneme popisem problému v angličtině nazývaném „self-selection bias“. Dále přejdeme k ohodnocování sociálních programů (obecněji by se mohlo říci k ohodnocení jakýkoliv programů, nejenom sociálních, týkajících se pracovního trhu, protože jeho metodu lze použít v zásadě kdekoliv a na jakémkoliv trhu). S tím souvisí další bodík výkladu, kterým jsou tzv. parametry (parameters of interests), které nás zajímají a rozbor jejich konstrukce. Většinu

z těchto parametrů vymyslel právě Jim Heckman, popř. se svými žáky a většinu z nich dost nedávno. Na konstrukci těchto parametrů uvidíte, proč je tato ekonometrie nazvána jako tzv. netradiční. Dále se velmi stručně zmíníme o tom, jak se dá řešit či obejít problém „self-selection bias“. Bude se skutečně jednat spíše o výčet metod než o jejich popis. Možná se dostaneme k popisu metody instrumentálních proměnných, možná k Royově modelu, ale spíše ne k randomizaci nebo metodě matching, na to mám asi nezbude čas.

### **Selection bias**

Klasická ekonometrie vychází z toho (ať už explicitně nebo implicitně), že vzorky, se kterými pracuje, jsou vybírány tzv. náhodným výběrem (random sampling). Pak je vybraný vzorek velmi dobrou a využitelnou aproximací zkoumané populace a lze s ním poměrně dobře pracovat. To je sice krásné, ale většina vzorků, které máme k dispozici nejsou vůbec náhodně vybrané z populace. Pokud jsou však vybrány jiným pravidlem, než je náhodný výběr, pak získáváme narušenou reprezentaci populace, kterou zkoumáme (distorted representation of a population of interest), a právě toto narušení je podstatou „selection bias“.

Narušení může mít tři příčiny. Zaprvé, může být důsledkem chybného rozhodnutí statistika, který provádí výběr vzorku, o způsobu jeho provedení. Např. pokud chceme zkoumat názory občanů České republiky, pak není možné jako jejich reprezentaci použít třeba tisíc náhodně vybraných osob z okresu Děčín. Druhou možností, kdy přichází v úvahu „selection bias“ je situace, kdy se jednotliví agenti („agents“) sami přihlašují do zkoumaného vzorku, který je tak distortován (k otázce, kdy tento výběr je totožný s náhodným výběrem, se ještě dostaneme). Toto je tzv. „self-selection bias“ a ten bude hlavním tématem mé přednášky. Zní strašně triviálně - lidé reagují na to, co se děje okolo nich, reagují třeba na sociální program a jeho charakteristiky. Pokud si vezmeme za příklad sociální program rekvalifikace pracovníků s nízkými pracovními schopnostmi někde na předměstí velkoměst ve Spojených státech, tak velmi pravděpodobně můžeme očekávat, že Bill Gates se do tohoto programu nepřihlásí. Lidé poměřují své vlastní schopnosti a situaci a především to, jestli jim daný sociální program může pomoci nebo ne. Tedy v případě hodnocení sociálních programů nemůžeme v žádném případě pracovat s náhodnými výběry a s metodikou, která byla vytvořena pro práci s nimi. Metodikou, jak s takto distortovanými vzorky pracovat se právě zabývá Jim Heckman.

Za třetí je možné obě chyby (chybu statistika a „self-selection bias“) zkombinovat. A tento případ je asi nejčastější a to i v uznávané ekonomické literatuře.

### **Vlastnosti náhodných výběrů**

Pokud se skutečně jedná o vzorky vybrané náhodným výběrem, pak při práci s nimi lze využít mnoha jejich výhodných vlastností. Jednou z nich je to, že když

zvětšujeme velikost vzorku, pak čím větší je vzorek, tím větší je přesnost odhadů vlastností a parametrů populace. Můžeme pak prohlásit mnoho závažného o vlastnostech malých výběrů („small sample properties“). Nejdůležitější větou z této oblasti matematické statistiky je pak Gauss-Markovův teorém, který se dá zkráceně zapsat jako „OLS is BLUE“ (česky: MNČ je BLUE – „the best linear unbiased estimator“; „a colourful result indeed!“). Komplikovaněji (ale více správně) se tato věta dá zapsat jako „OLS is UMVLUE“ („UMVLUE = uniform minimum variance linear unbiased estimator“). V teorii malých vzorků mluvíme o nestrannosti a vydatnosti.

Stejně tak můžeme prohlásit mnoho podstatného o vlastnostech velkých výběrů („large sample properties“). Nejdůležitějšími výsledky v této části matematické statistiky jsou shrnuty v pracích D. McFaddena (druhý nositel Nobelovy ceny za rok 2000 z University of California at Berkeley, kterému se nebudeme v této přednášce věnovat tak podrobně jako J. Heckmanovi). Zde jen připomeneme, že v teorii velkých vzorků nás zajímají vlastnosti jako konzistence (jakási „asymptotická nestrannost“) a asymptotická normalita (tj. konvergence k normálnímu rozdělení, což především znamená konečný rozptyl). Stejně tak nás může zajímat asymptotická vydatnost.

### **Důsledky jiných pravidel než je náhodný výběr**

Ovšem jakékoliv jiné pravidlo výběru než náhodný výběr výše zmíněné vlastnosti nemá a vzorky takto vytvořené nepodávají dobrý obraz o populaci, kterou se snažíme studovat a popisovat, popř. s ní pracovat. A to bez ohledu na to, jak veliký daná vzorek je. Neplatí zde tedy pravidlo „čím větší, tím lepší“. Abychom pokračovali v příkladu, který jsme začali dříve, pak pokud bychom zvětšovali vzorek obyvatel, který si vybereme v okrese Děčín pro zkoumání názorů lidí v celé ČR, pak jeho zvětšením se nepřiblížíme k lepšímu popisu populace, která nás zajímá. A to ani kdybychom se pokusili získat data o všech obyvatelích okresu Děčín, stejně tak nemůžeme prohlásit, že náš odhad je „lepší“ (ve významu nějakých relevantních statistických kritérií – viz výše) než odhad vytvořený na základě pouhého malého vzorku třeba jednoho tisíce lidí z okresu Děčín. Oba odhady jsou špatné, bez ohledu na jejich velikost a my nemůžeme říci ani to, který z nich je od skutečnosti vzdálen více nebo méně.

K adekvátnímu popisu populace pak v těchto příkladech potřebujeme znát konkrétní pravidlo, jak byl vzorek distortován jinak nelze provádět žádné deskripce populace, ze které byl vzorek vybrán. Dokonce v mnoha případech nelze takovou deskripci provést, ani když známe způsob disorze, tj. pravidlo výběru. To je třeba případ našeho příkladu získávání dat o ČR pouze z okresu Děčín. Ani když víme, že chyba je ve způsobu výběru a víme, že výběr byl proveden v okrese Děčín (tj. známe pravidlo výběru), pak nám tato znalost per se nijak nepomůže k získání obrazu o populaci – tj. o situaci v České republice.

Obecně existuje mnoho typů „selection bias“ a z nich vyplývajících distorzí. S každým typem je nutno pracovat trochu jinak. Ale na tomto místě není nutné pro pochopení následující přednášky ve výkladu o „selection bias“ pokračovat a je lépe odkázat na literaturu.

Pokud byste měli zájem se dočíst o „selection bias“ mnohem více, tak nejlepším odkazem je „New Palgrave Dictionary of Economics“, kde heslo o „Selection Bias and self-selection“ zpracoval samotný Jim Heckman, samozřejmě mnohem zasvěceněji než já a mnohem lepším jazykem. To je jedna z velkých schopností Jima – psát o velmi složitých věcech srozumitelně a pochopitelně.

### **Ohodnocování sociálních programů (I. část)**

Před jakým problémem stojí tedy praktický ekonometr, pokud ohodnocuje nějaké sociální programy či obecněji jakékoli programy s ohledem k výše řečenému. Selection bias, jak bylo již řečeno, je problémem chybějících dat. Někteří lidé se do určitých programů prostě nepřihlásí. A pokud se již přihlásí, pak v podstatě neexistuje způsob, jak zjistit, jak by se daný člověk byl býval choval, kdyby se byl býval do programu nepřihlásil. Jinými slovy, „netradiční“ ekonometři se snaží zjistit, jaký je rozdíl mezi tím, co se skutečně stalo a co by se bylo bývalo stalo, pokud by se někdo rozhodl jinak. Taková chybějící data je třeba nějakým způsobem rekonstruovat. Otázkou je, zda-li to vůbec jde a pokud ano, tak za jakou cenu.

Přesně toto by vám řekl Jim hned na začátku jakéhokoliv výkladu: pokud nebudete alespoň něco předpokládat, pak neodhadnete nikdy nic. Pokud byste přistoupili k řešení velmi obecně, pak zjistíte, že žádný ekonomický model nemá empirický obsah a nic se nedá vydedukovat z ničeho. Pokud tedy budeme alespoň něco předpokládat, pak to bude mít podle ekonomické teorie nějaké důsledky a my můžeme testovat na reálných datech, zda-li učiněné předpoklady mají oprávnění nebo ne<sup>1</sup>. Existuje několik metod, které nám poskytují určité možnosti, jak problém chybějících dat řešit (následující seznam není úplný, ale snažil jsem se zaznamenat alespoň ty hlavní a ty kterými se zabývá Heckman): Instrumentální proměnné, Royův model, Randomizace, klasická řešení, Matching, Využití panelových dat atd.

Zde je nutné připomenout, že problém chybějících dat je základním problémem ekonomického myšlení od samého počátku. Pokud se na tento problém podíváme šířeji, pak se jedná o problém života obecně. Jak ohodnotit náklady a výnosy něčeho, co se nestalo, protože jsme se rozhodli v minulosti pro jinou alternativu. Např. pokud čtete tento text, pak můžete hovořit o nákladech a přínosech četby, ale místo tohoto textu jste si mohli vybrat četbu něčeho jiného, nebo jste si mohli jít zaběhat, zaplavat, popovídat nebo jste mohli jít do kina, dívat se na televizi apod. Náklady a výnosy těchto činností už nezjistíte – prostě už čtete tento text. Pokud jej teď číst přestanete, pak sice zjistíte náklady jiné alternativní činnosti, kterou

začnete místo toho dělat, ale opět pouze jedné a navíc to nejsou náklady činností, které jste mohly dělat předtím, protože jste o několik okamžiků, minut, hodin starší a zkušenější, třeba o to, že jste si přečetli alespoň část tohoto textu. A ještě k tomu přidejte to, že pokud nedočtete tento text, pak se již nikdy nedozvíte, o jaké přínosy a náklady jste přišli. Příležitosti, které jste jednou již obětovali, jsou nenávratně ztraceny. To vše si je nutné při hodnocení čehokoliv uvědomit.

Dalším příkladem tohoto problému „neviditelnosti“ některých dat je třeba problém „rozbitého okna“. Ti, kdo četli slavnou esej F. Bastiata: „Co je vidět a co není vidět“<sup>2</sup>, vědí o čem mluvím. Pokud někdo rozbije okno, pak je sice vidět ekonomická aktivita, kterou tím vyvolá (nutnost vydat peníze na nákup okna a celý multiplikační řetězec z toho vyplývající), ale co není vidět je to, že místo nákupu okna bylo možné tyto peníze vydat jiným způsobem a vyvolat multiplikační řetězec také. Právě neviditelnost druhé půlky tohoto procesu způsobila mnoho omylů v ekonomické vědě a hlavně v hospodářské politice.

Takových příkladů ze života bychom mohli uvést mnoho, ale za všechny alespoň ještě jeden. Často slyšíme třeba od fotbalových komentátorů, že po gólově jednoznačném prvním poločase (třeba 3:0) se hra obou mužstev vyrovnala a že kdyby slabší mužstvo podalo stejný výkon, jako v druhém poločase, pak by mohl být výsledek jiný. Ale to je omyl. Pokud by první poločas neskončil gólově jednoznačně, pak silnější mužstvo by hrálo jinak, než s tříbrankovým náskokem. Kdyby si nevypracovalo vysoký náskok od počátku, tak by velmi pravděpodobně ve svém výkonu nepolevilo tak, aby se hra mohla ve druhém poločase zdát vyrovnaná. A tak dále. Vraťme se k Heckmanovi, pro poskytnutí intuice, jaký problém se snaží Jim řešit, uvedené příklady postačují.

Další věcí, kterou je nutné při hodnocení sociálních programů vzít v úvahu, je to, že v podstatě není možné hodnotit je komplexně. Resp., teoreticky možné to je. Ale za tak vysokou cenu, tak striktních a nerealistických předpokladů, že pravděpodobnost jejich nastání je minimální. Čili komplexní hodnocení programů, pokud bychom brali v úvahu i general equilibria effects, je z hlediska Heckmana a svým způsobem i zdravého rozumu naprosto nemožné. A pokud ano, pak za tu cenu, že vypovídací schopnost takové analýzy je velmi eufemisticky řečeno zúžená (k tomuto tématu se vrátíme i v diskusi). Heckman se tedy asi od poloviny 80. let začal zabývat konstrukcí tzv. „counterfactuals“, což jsou parametry, které v tradiční ekonometrii nenajdete. Podíváme na nejvýznamnější čtyři z nich. Prvním je „Treatment on the treated“ (TT), který byl do ekonomické teorie zaveden Jimem Heckmanem.

---

<sup>1</sup> Zde je možné odkázat na metodologický přístup M. Friedmana, který popsal v článku „Metodologie pozitivní ekonomie“.

<sup>2</sup> F. Bastiat: Co je vidět a co není vidět, LI, 1999.

### Treatment on the treated (= TT)

Jeho český překlad je velmi obtížný – „účinek na ty, kteří se sami vystavili účinkům“. To je ten parametr, o kterém jsem již de facto mluvil: kdyby se někdo byl býval nezúčastnil určitého sociálního programu, pak by býval měl nějaký příjem. Jenomže, on se zúčastnil programu a má jiný příjem. Parametr popisuje, jaký je mezi těmito veličinami rozdíl. Jasně vidíme, že v datech nám chybí  $Y_0$  (neboli příjem, bez vstupu do programu – tj. untreated).  $Y_1$  je příjem se vstupem do programu (tj. treated). Ekonomická interpretace tohoto parametru je následující: průměrný přínos pro člověka, který se do programu přihlásil a prošel jím.

Opět příklad ze života. Často lez číst v novinách, že studium na MBA (doma nebo v zahraničí) dopomohlo někomu k vyšším příjmům. A jako důkaz se uvádí, než dotyčný odešel na studium, měl příjem  $x$ . Po návratu ze studia získal příjem  $x + d$ . Tyto reklamní slogany používají i školy, které nabízejí MBA studia. Zdánlivě logické, ale opak je pravdou. Je to nesmysl. Pokud by totiž dotyčný neodešel na rok nebo dva na MBA, pak by taky nějak postupoval a získával by zkušenosti a za dva roky by měl jiný příjem, než ten, který měl v čase, když odešel na MBA studia. Příjem z MBA je pak rozdíl příjmu poté, co se vrátil ze studií a takového příjmu, který by dotyčný měl, kdyby se na studium byl vůbec nevydal v době, kdy se fakticky vrátil – čili méně krkolomně to lze popsat jako TT studia MBA. Pokud bychom se podívali na přínos studia MBA takto, pak jeho přínos by byl mnohem menší, než se udává. Dovolím si tvrdit, že přínos některých programů by byl i záporný. To, že tuto evaluační chybu dělají novináři, není příliš překvapivé – to nejsou studovaní ekonomové, ale že tuto školáckou chybu dělají i nabízející MBA programů je na pováženou – co potom své frekventanty učí? jak ohodnocují jiné investice, když špatně ohodnocují i ty do lidského kapitálu, které samy nabízejí?

Podobný problém je s hodnocením školního vzdělání obecně – často se porovnávají pouze příjmy před a po studiích (tzv. before-after estimator). Málokdy se ale uvažuje, že lidé, kteří studují by měli i bez studií vyšší příjmy než ti, co nestudují. A to proto, že studující nejsou náhodným výběrem populace, ale výběrem distortovaným díky „self-selection“. Tato distorze se nazývá „self-selection bias“. K tomuto problému se ještě velmi podrobně vrátíme.

Matematicky lze TT zapsat následovně:

$$TT = E(\Delta|D=1, X) = E(Y_1 - Y_0|D=1, X) = E(Y_1|D=1, X) - E(Y_0|D=1, X).$$

$D=1$  znamená účast v programu,  $D=0$  by znamenalo neúčast v programu,  $X$  je matice charakteristik agenta,  $E$  je operátor střední hodnoty.

Třetí výraz v rovnici je známý a empiricky pozorovatelný. Čtvrtý výraz je neznámý a empiricky nepozorovatelný.

### Average treatment effect (= ATE)

Dalším podobným parametrem, zdánlivě totožným, je „Average Treatment Effect“. Matematický zápis je jednoduchý:

$$ATE = E(\Delta|X) = E(Y_1 - Y_0|X) = E(Y_1|X) - E(Y_0|X).$$

Jak vidíme, ve výpočetním vzorci chybí  $D=1$ . Chybí proto, že tento parametr zachycuje průměrný přínos programu pro náhodně vybraného jednotlivce z populace. Pokud bychom tedy připustili možnost tohoto experimentu a náhodně vybírali z populace účastníky programu (třeba již zmíněný B. Gatese by vybrán pro účast v programu pro pracovníky s nízkými pracovními schopnostmi), pak tento parametr ukáže, jaký by byl průměrný přínos pro náhodně vybrané účastníky.

Problémem je, že žádná komponenta výpočetního vzorce nemá svoji empirickou obdobu.

### Local Average Treatment Effect (= LATE)

Dalším parametrem, byť poněkud zvláštním, je „Local Average Treatment Effect“. Matematické vyjádření je následující:

$$LATE = E(\Delta|D(z')=1, D(z)=0) = E(Y_1 - Y_0|D(z')=1, D(z)=0)$$

Vzorec vypadá poněkud strašidelně, ale není to tak hrozné. LATE využívá při své konstrukci tzv. instrumentálních proměnných. Instrumentální proměnné v klasické ekonometrii jsou proměnné, které využíváme v případě, že vysvětlující proměnná není alespoň ortogonální k náhodné složce. Instrumentem pak nazveme takovou proměnnou, která je alespoň ortogonální k náhodné složce a je zároveň korelována s vysvětlující proměnnou. V Heckmanově neklasické ekonometrii mají instrumentální proměnné v podstatě podobnou definici, byť ne úplně totožnou, ale těmito nuancemi se na této úrovni nemusíme zabývat.

Interpretace LATE je následující: jedná o efekt na ty, kteří díky nějaké změně okolnosti (změna politiky apod. – čili změně v nějakém instrumentu) přešli ze stavu „untreated“ do stavu „treated“. Tento parametr byl zaveden Ambensem a Ingristem v jejich společném článku z roku 1994. Tento parametr má několik poněkud nepříjemných vlastností: Zaprvé, pokud použijeme různé instrumenty, pak dostanete různé parametry, tj. každý instrument nám poskytne jiné číslo, jiný výsledek. Za druhé, jeho ekonomická interpretace je občas složitá. Pokud jako instrument použijeme nějakou politiku či sociální program, pak interpretace je jednoduchá. Např. v důsledku změny nějakého programu se pro určitou skupinu lidí změnily podmínky natolik, že změnilý stav z „untreated“ na „treated“ a LATE nám popíše, jaký byl průměrný přínos programu pro tuto skupinu. Pokud na druhou stranu je zvoleným instrumentem např. vzdálenost na nejbližší vysokou školu („a distance to the nearest college“), je interpretace LATE velmi kostrbatá – tj. přínos programu pro skupinu (nebo jedince), která změnila svůj stav v důsledku rozdílu v nákladech na dopravu

vyvolaného různou vzdáleností od nejbližší vysoké školy. Čili na příkladě by se to dalo ukázat jako efekt na ty, kteří v důsledku založení vysoké školy v Děčíně a pouze a jenom v důsledku toho, začali studovat (protože se snížily nejen finanční náklady studia – dojíždění, koleje, strava, nutnost být mimo domov a pod.). Nikoliv ale na ty, kteří začali studovat v Děčíně, ale pokud by tam vysoká škola založena bývala nebyla, tak by bývali studovali jinde (Liberec, Ústí nad Labem, Praha, Cheb atd.). Tato interpretace je skutečně velmi krkolomná a člověk si ji mnohdy musí přečíst dvakrát či třikrát, aby pochopil, co vlastně „chtěl básník říci“. Dalším problémem je to, že vlastně vůbec nevíme, na jakou populaci se LATE vztahuje, do té doby, než zvolíme instrument. Čili různé instrumenty nám poskytují různé nejenom výsledky, ale vztahují se i k různým populacím (to je jeden z důvodů, proč je velikost LATE závislá na volbě instrumentu).

### **Marginal Treatment Effect (= MTE)**

Jelikož Heckmanovi se LATE příliš nezamlouval (a možná také proto, že jej nevymyslel), tak spolu se svým žákem Edem Vytlacilem zavedli jiný parametr „Marginal Treatment Effect“ v článku z roku 1999, který opět ve svém matematickém zápisu vypadá hrozně, ale my se jím zabývat nebudeme – uvádíme jej jen pro úplnost.

Jeho interpretace je následující: je to efekt programu pro ty, kterým je jedno, jestli v programu jsou nebo nejsou (they are just indifferent). Zde mluvíme o finančním přínosu, neboť z hlediska užitku jsou tito lidé již z definice indiferentní.

### **Konstrukce „counterfactuals“**

Již z popisu parametrů vidíme, že jsou skutečně netradiční a že je někdy velmi obtížné je interpretovat. Heckmanovi můžeme vděčit za první a čtvrtý z nich. Je však třeba objasnit jak lze zmíněné parametry zkonstruovat. A jak se s nimi vůbec pracuje. K tomu se nejlépe hodí tzv. „switching regression“. Nevím, jestli tento výraz má nějaký ekvivalent v češtině. Někdy se také nazývá Quandtova regrese, protože ji poprvé použil v roce 1972 Quandt.

Vychází z následujícího vzorce:

$$Y = Y_1D + Y_0(1 - D),$$

kde Y jsou data která můžeme empiricky pozorovat.

Definujeme následující:

$$E(Y_1|X) = \mu_1(X) = X\beta_1$$

$$E(Y_0|X) = \mu_0(X) = X\beta_0$$

$$Y_1 = \mu_1(X) + U_1$$

$$Y_0 = \mu_0(X) + U_0$$

$$E(U_1|X)=0$$

$$E(U_0|X)=0$$

Po algebraických úpravách původní „switching regression“ získáme následující vztah:

$$Y = D(\mu_1(X) + U_1) + (1 - D)(\mu_0(X) + U_0)$$

$$Y = \mu_0(X) + D(\mu_1(X) - \mu_0(X)) + D(U_1 - U_0) + U_0$$

Výraz v první závorce je průměrný zisk pro každého agenta z posuzovaného programu. Neboli průměrný zisk pro náhodně vybraného člověka („gain on observables“).

Výraz v druhé závorce je idiosynkratický zisk pro konkrétního agenta, který ekonometr nemůže pozorovat prostě proto, že jej nevidí („gain on unobservables“), ale mohou být pozorovány samotnými agenty-účastníky.

Porovnejme tyto vztahy s našimi parametry:

$$ATE = E(Y_1|X) - E(Y_0|X) = \mu_1(X) - \mu_0(X).$$

$$TT = E(Y_1 - Y_0|D=1, X) = \mu_1(X) - \mu_0(X) + E(U_1 - U_0|X, D=1),$$

kde výraz  $E(U_1 - U_0|X, D=1)$  udává průměrný zisk účastníků programu s charakteristikami  $X$  nad úroveň zisku, kterého by dosáhla celá populace s charakteristikami  $X$ .

A nyní se můžeme podívat, které parametry lze v tomto vzorci najít. První výraz je evidentně náš ATE (zde „gain on observables“). A pokud ATE sečteme s „gain of unobservables“, pak získáme TT.

První otázka zní, zda se někdy tyto veličiny mohou rovnat nebo ne. Čili zda je možné, aby vzorek náhodně vybraný z populace reagoval naprosto stejně jako vzorek vyselektovaný na začátku popsanou „self selection“. Odpověď zní: ano. Ale předpoklady, za kterých se tak může stát, nejsou tak nevinné, jak se na první pohled může zdát.

První možností je to, že očekávané idiosynkratické výhody z účasti na programu, jsou nulové. Pokud je to pravda, pak je naprosto jedno, jakou metodou budou účastníci programu vybráni – zda-li náhodně či nějakým druhem self selection. Matematicky by se dala tato podmínka napsat takto:  $E(U_1 - U_0|X, D=1) = 0$ , kde  $U_1 = U_0$ . Tento případ se nazývá model shodných koeficientů („common coefficient model“).

Další možností je to, že pokud jednotlivci nemají žádný smysluplný odhad idiosynkratických výhod, pak mohou smysluplně předpokládat, že idiosynkratický zisk je nulový. V tomto případě ATE a TT jsou opět stejné. Matematicky:  $E(U_1 - U_0|X, D=1) = 0$  a  $E(U_1 - U_0) = 0$ . Jedná se o interpretaci, která je totožná

s modelem „náhodných koeficientů („random coefficients“) v tradiční ekonometrii. Ex post lidé reagují rozdílně na daný program, ale ex ante mají stejná očekávání.

Poslední možností je to, že ačkoliv odhad idiosynkratických zisků je znám, tak jednotlivci na něj ze záhadných důvodů nebudou reagovat (třeba protože předpokládáme iracionalitu ekonomických agentů).

Můžete si tedy sami udělat obrázek o tom, zda je možné, aby předpoklady, za kterých ATE a TT jsou totožné, vůbec kdy nastaly nebo aby bylo smysluplné uvažovat o jejich realitě. Jakkoliv je to paradoxní, pak mnoho ekonometrů dodnes pracuje s těmito parametry, jako kdyby byly stejné, ačkoliv po rozboru předpokladů, za kterých jsou stejné, musíme říci, že tento přístup je mírně řečeno „přitažený za vlasy“.

Na závěr této části výkladu jen několik dodatečných úprav již známých vztahů, které snad poskytnou lepší obrázek o tom, jaké předpoklady jsou nutné pro zajištění rovnosti TT a ATE z hlediska jejich formálního zápisu.

$$Y = \mu_0(X) + D(\mu_1(X) - \mu_0(X)) + D(U_1 - U_0) + U_0$$

$$Y = \mu_0(X) + D(\mu_1(X) - \mu_0(X)) + D(U_1 - U_0) + U_0 - DE(U_1 - U_0|X, D=1) + DE(U_1 - U_0|X, D=1)$$

$$Y = \mu_0(X) + DE(\Delta|X, D=1) + D(U_1 - U_0) + U_0 - DE(U_1 - U_0|X, D=1)$$

## Ohodnocování sociálních programů (II. část)

Pokud tedy ohodnocujeme sociální programy (nebo třeba vliv vzdělání na příjmy), pak pokud bychom nevzali v úvahu „self-selection bias“, odhady, ke kterým bychom se dopracovali, by nebyly nestranné ani konzistentní. Připisovali bychom programu něco, co mu připisováno býti nemůže (viz příklad s MBA programy zmíněný výše). Pokud bychom prostě srovnali příjmy těch, kteří programem (studiem atd.) prošli, s příjmy těch, kteří programem neprošli, pak chybu, kterou jsme popsali verbálně výše lze formalizovat následovně:

$$E(Y_1|D=1, X) - E(Y_0|D=0, X) =$$

$$\mu_1(X) - \mu_0(X) + E(U_1|X, D=1) - E(U_0|X, D=0) =$$

$$E(\Delta|X) + E(U_1|X, D=1) - E(U_0|X, D=0) + E(U_0|X, D=1) - E(U_0|X, D=1) =$$

$$ATE + E(U_1 - U_0|X, D=1) + E(U_0|X, D=1) - E(U_0|X, D=0) =$$

$$TT + E(U_0|X, D=1) - E(U_0|X, D=0) =$$

$$TT + SSB,$$

kde SSB je „self-selection bias“, který vytváří onu již zmíněnou chybu v ohodnocování sociálních programů, pokud jej nevezmeme v úvahu. Definice SSB by mohla znít asi následovně: SSB popisuje rozdíl, kterým se účastníci a neúčastníci sociálního či studijního programu liší bez ohledu na zkoumaný program (např. rozdíl, který by byl mezi těmi, kdo studují MBA a těmi, kteří jej nestudují, pokud by žádný

MBA program neexistoval; jedná se o tu část příjmu, která nemůže být připisována programu per se, protože je na něm nezávislá). Způsoby řešení tohoto problému, již byly vyjmenovány výše a nyní přistoupíme ke stručné charakteristice a popisu tří možností.

### Instrumentální proměnné (IV)

Instrumentální proměnné byly již obecně charakterizovány výše a na tomto místě se jejich charakteristikou již nebudeme zabývat. Pro vysvětlení, jakým způsobem mohou být využity pro řešení (nebo obejití) problému „self-selection bias“ můžeme vyjít z následujících dvou rovnic:

$$(1) Y = \mu_0(X) + D(\mu_1(X) - \mu_0(X)) + D(U_1 - U_0) + U_0$$

$$(2) Y = \mu_0(X) + D(\mu_1(X) - \mu_0(X)) + D(U_1 - U_0 - E(U_1 - U_0 | X, D = 1)) + U_0.$$

Stejně jako v případě obecných IV, musí i IV vhodné pro řešení problému SSB splňovat dvě podmínky – ortogonalita s náhodnou složkou a korelace s vysvětlující proměnnou. V našem případě se jedná o proměnnou D.

Matematicky se dají obě podmínky zapsat velice jednoduše.

#### Ortogonalita na náhodné složce:

$$E(U_0 + D(U_1 - U_0) | X, Z) = 0,$$

kde Z je IV.

Tato podmínka, jak je vysvětlíme později je identifikační podmínkou pro získání parametru ATE. Identifikační podmínku pro získání parametru TT lze napsat obdobně:

$$E(U_0 + D(U_1 - U_0 - E(U_1 - U_0 | X, D = 1)) | X, Z) = 0.$$

Ale již teď je nutné zdůraznit, že tyto podmínky nejsou tak nevinné, jak se na první pohled zdají a pro svoji validitu a použitelnost vyžadují značně silné behaviorální předpoklady o chování lidí, jejichž realismus lze snadno napadnout, jak ještě uvidíme.

#### Korelace s vysvětlující proměnnou:

D je závislé na Z, tj. pravděpodobnost, že subjekt s charakteristikami X a Z vstoupí do daného programu je netriviální funkcí Z při daném X.

$$E(D | X, Z) = P(D = 1 | X, Z)$$

Tj. pravděpodobnost P variuje spolu s Z pro stejná X a to alespoň tak, že pro každé X existují alespoň dvě rozdílné hodnoty Z,  $z \neq z'$ , u kterých je jiná pravděpodobnost, že agent se stane účastníkem daného programu.

Pak můžeme inferovat následující:

ad1) Střední hodnota rovnice 1 je

$$E(Y | X, Z) = \mu_0(X) + (\mu_1(X) - \mu_0(X))E(D | X, Z) + E(U_0 + D(U_1 - U_0) | X, Z).$$

Poslední výraz na pravé straně rovnice je podle předpokladů 0.

$$E(Y|X, Z) = \mu_0(X) + E(\Delta|X)P(D=1|X, Z)$$

Podle předpokladů víme, že pro každé  $X$  existují alespoň dvě rozdílné hodnoty  $Z$ ,  $z \neq z'$ , u kterých je jiná pravděpodobnost, že agent se stane účastníkem daného programu.

$$E(Y|X, Z = z) = \mu_0(X) + E(\Delta|X)P(D=1|X, Z = z)$$

$$E(Y|X, Z = z') = \mu_0(X) + E(\Delta|X)P(D=1|X, Z = z')$$

Odečtením obou rovnic a algebraickými úpravami se lze dopracovat k následujícímu výpočetnímu vzorci:

$$ATE = E(\Delta|X) = \frac{E(Y|X, Z = z) - E(Y|X, Z = z')}{P(D=1|X, Z = z) - P(D=1|X, Z = z')}$$

Tím, že nahradíme populační střední hodnoty středními hodnotami ze vzorků, které máme k dispozici, tak získáme konzistentní odhad ATE (tzn., že za standardních podmínek – viz výše - odhad ATE konverguje v pravděpodobnosti ke skutečné hodnotě ATE).

Zcela analogicky můžeme získat hodnotu  $TT = E(\Delta|D=1, X)$ .

$$TT = E(\Delta|X, D=1) = \frac{E(Y|X, Z = z) - E(Y|X, Z = z')}{P(D=1|X, Z = z) - P(D=1|X, Z = z')}$$

V případě spojitě IV lze ten samý výsledek zapsat jako:

$$\lim_{z \rightarrow z'} IV = \frac{\frac{\partial E(Y|X, Z = z')}{\partial Z}}{\frac{\partial P(D=1|X, Z = z')}{\partial Z}}$$

kde čítec vyjadřuje změnu podmíněné střední hodnoty  $Y$  vzhledem k instrumentální proměnné  $Z$  a jmenovatel vyjadřuje změnu pravděpodobnosti účasti v programu vzhledem k instrumentální proměnné  $Z$ .

Určitým specifikem IV v těchto modelech je to, že ačkoliv vstupuje do uvažování agentů při rozhodování, zda-li se programu zúčastnit nebo ne, tak nevstupuje jako proměnná, která ovlivňuje příjmy agentů. Již tento prvek vyplývající z podstaty IV nabádá k ostražitosti nejen při interpretaci výsledků, ale především při samotném hledání vhodné proměnné, která by funkci IV mohla plnit. Jinými slovy, je velmi obtížné odpovědět na otázku „what is a valid instrument?“.

Pokud je účast v programu ovlivněna hodnotou  $U_1 - U_0$ , pak ale platí následující nerovnice:

$$P(D=1|X, Z, U_1 - U_0) \neq P(D=1|X, Z).$$

$Z$  ní ale vyplývá, že

$$E(\Delta|X, Z, D=1) = E(\Delta|X, Z) + E(U_1 - U_0|X, Z, D=1),$$

kde ale rozdíl příjmů je závislý na  $Z$  a to je pro validitu IV z definice nepřijatelné. Pokud se tedy lidé rozhodují k účasti v programu na bázi nepozorovatelných veličin v rovnici příjmů nebo na základě proměnných, které jsou závislé na nepozorovatelných veličinách, pak naše předpoklady o IV nejsou splněny a TT a ATE není možné z dat identifikovat.

Závěrem této části je tedy nutné zdůraznit to, co bylo řečeno již na počátku. Smysluplné použití metody instrumentálních proměnných k vyřešení problému „self-selection bias“ vyžaduje silné behaviorální předpoklady o tom, jak lidé vytvářejí svoje rozhodnutí o tom, zda-li se zúčastní programu či nikoliv a o tom, co ovlivňuje příjmy lidí. Čili využití metody IV je vždy a zásadně ekonomickou otázkou a nikoliv otázkou statistickou.

Jako ukázkou této problematiky lze uvést asi dva nejznámější případy, kdy byla tato metoda. Jedná se o využití „loterie Vietnamské války“ a „sociálních dávek“ jako instrumentálních proměnných. Oba tato případy byly vydávány za velký triumf při používání metody instrumentálních proměnných pro obejití problému „self-selection bias“. Nicméně oba případy jsou ukázkou velkého omylu. Na tento omyl poprvé upozornil právě Jim Heckman ve svém článku „Instrumental Variables. A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used In Making Program Evaluations“ z roku 1997.

O co tehdy šlo. V době Vietnamské války bylo vylosováno ke každému dni v roce číslo. A podle tohoto čísla byly povolováni branci ke službě ve Vietnamu. Lidé, kteří se narodili ve dnech s „nízkými“ čísly měli velkou pravděpodobnost, že budou povoláni. Naopak lidí, kteří se narodili ve dnech s „velkými“ čísly měli pravděpodobnost povolání do armády velmi malou, až nulovou. Angrist ve svém článku z roku 1990 navrhl, aby toto číslo bylo využito jako ideální instrument pro odhad vlivu služby v armádě na příjmy lidí. Základem takové úvahy bylo, že přiřazení čísel bylo čistě náhodné (a skutečně se jednalo o los), a proto nemohlo být korelováno s náhodnou složkou (tj. se zisky z nepozorovatelných veličin). A zároveň „číslo z loterie“ variovalo mezi lidmi se stejnými charakteristikami  $X$ . Existovaly alespoň dvě hodnoty  $Z$  pro každé  $X$ , které ze své podstaty měnily pravděpodobnost, že agent bude draftován nebo ne. Na první pohled skutečně ideální instrument. Ale Jim Heckman upozornil na jeden závažný nedostatek tohoto instrumentu, který celou analýzu absolutně znehodnotil.

Heckman si totiž všiml, že nemalou část draftovaných tvořili lidé s poměrně vysokými čísly. Tj. ti, u nichž pravděpodobnost být draftován byla velmi malá. Tito lidé vstoupili do armády dobrovolně s očekáváním nějakého přínosu. Při vysokém draftovacím čísle a současném vstupu do armády je velmi pravděpodobné, že  $U_1 - U_0 \geq 0$ . Pak totiž hodnota výrazu  $E(U_1 - U_0 | X, Z, D = 1)$  závisí na  $Z$ , což je draftovací číslo. Proto je používání čísel z loterie nevhodné jako instrument, neboť navržená veličina není ortogonální k rovnici příjmů. První část předpokladu je sice

splněna – D (tj. draft) je minimálně korelován s Z (čím menší Z, tím větší pravděpodobnost být draftován). Druhá část předpokladu ale splněna není – Z není ortogonální k idiosynkratickým ziskům z draftu mezi těmi, kteří byli draftováni, neboť platí, že čím vyšší Z těmi, kteří byli draftováni, tím vyšší pravděpodobnost, že  $U_1 - U_0 \geq 0$ . Tzn., že rovnice příjmů závisí na Z a to je kontradiktorní předpokladům metody IV a taková veličina nenabízí to, co metoda IV slibuje – „ortogonalizaci“ problému a vyhnutí se „self-selection bias“.

Podobnou argumentaci lze použít v případě jiného často navrhovaného instrumentu – sociálních dávek. navržený postup by byl asi následující – při zkoumání toho, jak se daný třeba rekvalifikační program projeví na příjmech jednotlivce, se jako instrument použije velikost sociálních dávek. Obdobně jako v minulém případě se zdánlivě jedná o ideální instrument. Pravděpodobnost účasti v programu variuje (tj. je korelována) se Z (velikostí sociálních dávek). Pro agenty se stejnými charakteristikami X a různými Z existují jiné pravděpodobnosti účasti v rekvalifikační programu, alespoň ve smyslu výše uvedené definice. A podle předpokladu by velikost sociálních dávek neměla korelovat s idiosynkratickými zisky z programu. Tj. rovnice příjmů nesmí být závislá na velikosti sociálních dávek. Nicméně konstrukce sociálních dávek je v podstatě všude taková, že jejich štědrost velmi pravděpodobně odrazuje od štěstí v programu ty subjekty, jejichž idiosynkratický zisk je malý. A proto se do programu přihlašují ti, jejichž zisk z něho je vyšší. Tím je ale rovnice příjmů  $E(\Delta|X, Z, D=1) = E(\Delta|X, Z) + E(U_1 - U_0|X, Z, D=1)$  závislá na Z a to pro validitu instrumentu není možné. Proto ani sociální dávky z pohledu Jima Heckmana nemohou plnit roli kvalitního instrumentu.

Na úplný závěr části o IV je potřebné ještě jednou zdůraznit, že tato metoda nám může poskytnout zajímavé výsledky v boji s problémem „self-selection bias“, ale pouze pokud nalezneme kvalitní instrument a to díky behaviorálním předpokladům, které musí být splněny pro validitu IV, není vůbec lehké.

## **Royův model**

Royův model je vlastně určitým prototypickým teoretickým modelem popisujícím „self selection“ v lidském chování. Je relativně starý (poprvé byl zveřejněn v roce 1951) a ekonomickou obcí byl do značné míry zapomenut až do 90. let, kdy James Heckman spolu se svým žákem (B. Honore) publikovali studii „Empirical Content of The Roy Model“ (1990). Jeho stručnému popisu budeme věnovat následující odstavce a poté popíšeme způsob, jakým jej J. Heckman využil k vyřešení problému „self-selection bias“ a k odvození tzv. dvoustupňový Heckmanův estimátor.

## **Charakteristika modelu**

Lidé si v tomto modelu vybírají mezi několika aktivitami (zaměstnáními), přičemž v daný okamžik v čase se mohou zabývat pouze jednou aktivitou – čili je zde vylučitelnost na straně činností (stejně jako ve výše zmíněném příkladu o četbě této studie). Lidé se rozhodují o tom, jakou aktivitu si zvolí především na základě užitku, který jim tato aktivita může přinést ve srovnání s alternativními činnostmi. Důsledkem této volby podle maximalizace užitku se latentní rozložení schopností v populaci liší od toho, které můžeme sledovat jako výsledek vlastní volby lidí. Tato věta bude naprosto srozumitelná po příkladech, které uvedeme později při matematickém popisu tohoto modelu.

Jednotlivé aktivity, které jsme tímto modelem schopni popsat mohou být třeba následující:

- a) aktivita tržní (např. nabídka práce na trhu) vs. aktivita netržní (např. nabídka práce v domácnosti);
- b) nezaměstnanost a hledání zaměstnání vs. práce za určitou mzdu<sup>3</sup>;
- c) volba místa zaměstnání, volba druhu zaměstnání, volba koupě nějakého statku (např. automobilu) apod.<sup>4</sup>
- d) jakákoliv jiná volba v případě vzájemně vylučitelných alternativ.

Royův model je tak základem většiny současných ekonometrických výzkumů v této oblasti.

Zde popíšeme pouze základní verzi Royova modelu, která je pro naše účely naprosto dostačující. Předpokládejme tedy, že v populaci existují dva druhy schopností  $S_1$  a  $S_2$ , které jsou oceňovány tržní cenou  $\pi_1$  a  $\pi_2$ . Pravidlo, podle kterého se lidé rozhodují je jednoduché – zvolí tu aktivitu, která přináší větší příjem. Příjmy označíme  $w_1$  a  $w_2$  a jejich konstrukce je lineární:  $w_i = s \pi_i$ .

Rozhodovací pravidlo lze tedy přepsat následovně:

$w_1 \geq w_2 \Rightarrow D = 1$ , kde  $D=1$  znamená, že subjekt si zvolil aktivitu 1 místo aktivity 2 a vice versa.

Jelikož logaritmus je prostá monotónní funkce, pak víme, že platí i

$$\ln w_1 \geq \ln w_2.$$

Další postup je jen otázkou algebraickou:

$$\ln s_1 \pi_1 \geq \ln s_2 \pi_2$$

$$\ln s_1 + \ln \pi_1 \geq \ln s_2 + \ln \pi_2$$

$$\ln s_1 \geq \ln s_2 + \ln \pi_2 - \ln \pi_1$$

<sup>3</sup> Zde by bylo zajímavé porovnat tento přístup a možnosti řešení s přístupem dynamického programování, který byl snad nejlépe prezentován v knize T. Sargenta: *Dynamic Macroeconomic Theory*, 1986, či v pracích B. Jovanoviche nebo G. Stiglera.

<sup>4</sup> Zde je zapotřebí upozornit, že stejná témata lze zpracovat i v modelech diskrétní volby a právě za výzkum v této oblasti dostal Nobelovu cenu druhý oceněný Danny McFadden. A dále lze stejná témata zpracovávat pomocí přístupu volby podle charakteristik, se kterým přišel v 60. 70. letech K. Lancaster a který byl do značné míry využit i v teoriích G. S. Beckera popisujících „household production“.

$$\ln s_1 \geq \ln s_2 + \ln \frac{\pi_2}{\pi_1}$$

Předpokládejme, že latentní distribuce schopností v populaci má log-normální rozdělení, a proto přirozený logaritmus schopností má rozdělení normální. toto lze vyjádřit následovně:

$$\begin{pmatrix} \ln s_1 \\ \ln s_2 \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix},$$

kde  $\ln s_i = \mu_i + U_i$ .

Lze také napsat

$$\begin{pmatrix} U_1 \\ U_2 \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix}.$$

Z jednoduchého regresního modelu  $Y = \alpha + X\beta + \varepsilon$  víme, že  $E(Y|X) = \hat{\alpha} + X\hat{\beta}$ , kde v našem případě

$$\hat{\beta} = \frac{\text{cov}(\ln s_1, \ln s_2)}{\text{var}(\ln s_2)} = \frac{\text{cov}(\mu_1 + u_1, \mu_2 + u_2)}{\text{var}(\mu_2 + u_2)} = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \text{ a}$$

$$\hat{\alpha} = \mu_1 - \beta\mu_2 = \mu_1 - \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}\mu_2.$$

Pak regresní rovnice a z ní vyplývající střední hodnota vypadají následovně:

$$\ln s_1 = \mu_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}(\ln s_2 - \mu_2) + \varepsilon \text{ a}$$

$$E(\ln s_1 | \ln s_2) = \mu_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}(\ln s_2 - \mu_2).$$

Skupina lidí, kteří jsou indiferentní mezi oběma aktivitami je minimální, a proto ji můžeme v analýze ignorovat. Indiferentní skupina je charakterizována následující rovnicí:

$$\ln s_1 + \ln \pi_1 = \ln s_2 + \ln \pi_2$$

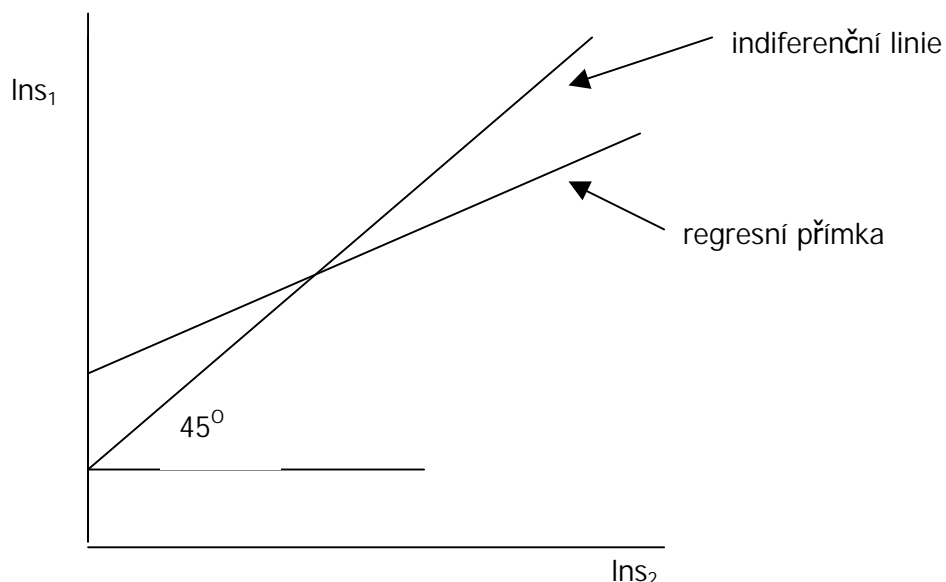
$$\ln s_1 = \ln s_2 + \ln \frac{\pi_2}{\pi_1}$$

S těmito prvky si je pak možné libovolně „hrát“ a modelovat různé případy, popř. zkoumat jejich komparativní statiku. My rozebereme pouze dva z nich, ostatní je možné modelovat analogicky a to se hodí spíše do zkoušek na vysoké škole, nikoliv do této přednášky.

## Případ 1

Předpokládejme, že obě schopnosti jsou pozitivně korelovány. Tzn., že ti, kteří jsou schopnější provozovat jednu aktivitu, mají více schopností i pro aktivitu druhou. Matematicky se tato věta dá vyjádřit následovně:  $\sigma_{12} \geq 0$ . A zároveň předpokládejme,

že rozptyl schopností pro vykonávání druhé aktivity je větší než korelace mezi oběma schopnostmi:  $\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \leq 1$ . Tento případ lze pak graficky vyjádřit na následujícím obrázku:



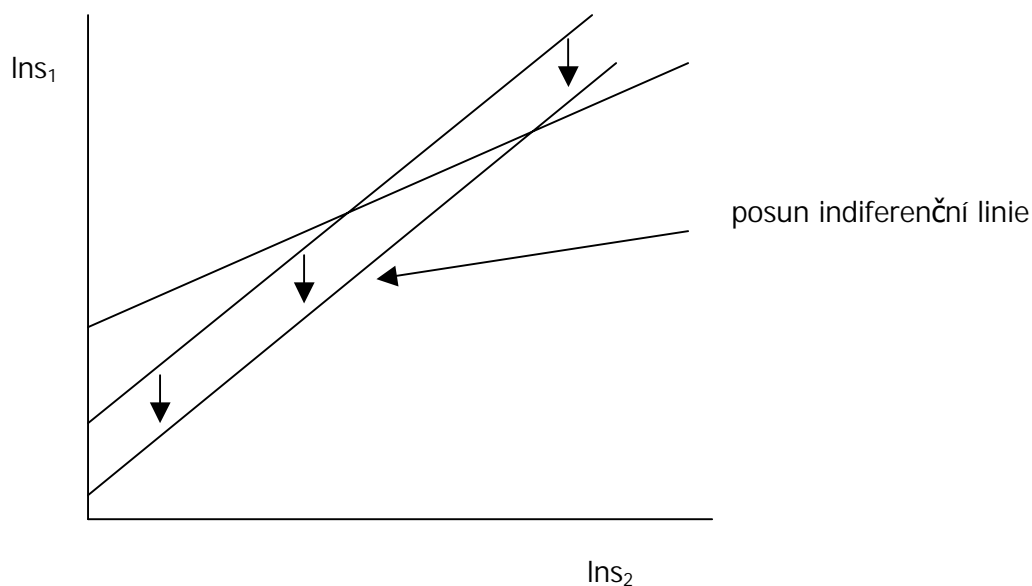
Obr. 1.

Jak je patrné z obrázku, pak v důsledku našich předpokladů o latentní distribuci schopností v populaci se většina „chytrých“ lidí (tj. těch, kteří mají obě schopnosti vysoké), nachází sektoru 2.

Pro ilustraci provedeme popis toho, jak se situace v této Royově ekonomice změní, pokud dojde k růstu ceny schopnosti 1, tj. pokud  $\Delta\pi_1 \geq 0$ .

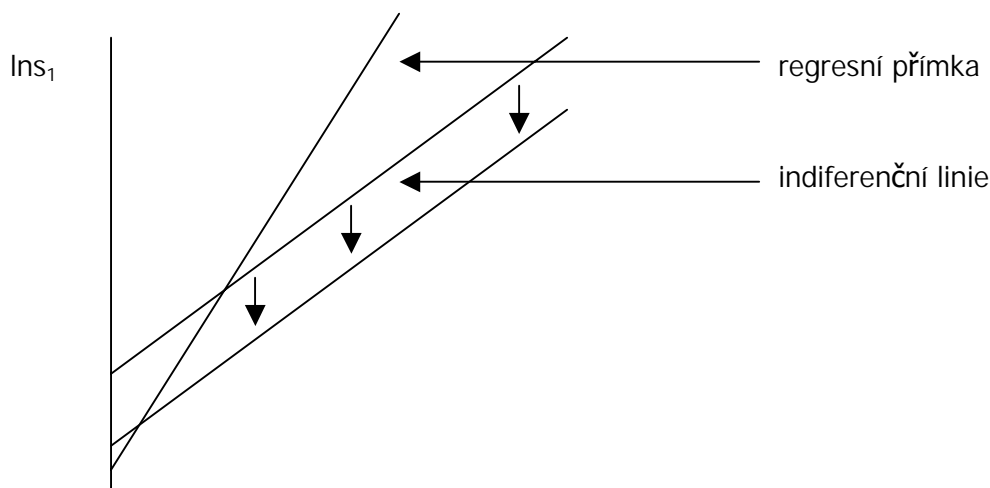
Touto změnou dojde k posunu indifferenční přímky dolů (viz obrázek 2). Ti lidé, kteří se nacházejí v oblasti mezi starou a novou polohou indifferenční křivky, přejdou na základě takové změny v podmínkách ze sektoru 2 do sektoru 1. Jsou to ti relativně nejméně schopní v sektoru 2, ale v sektoru 1 se naopak stanou relativně nejschopnějšími. Důsledkem změny v ceně schopnosti  $\pi_1$  je také to, že průměrné platy v obou sektorech **vzrostou**. Průměrný plat v ekonomice jako celku také vzroste. Trochu to připomíná studentský vtip o tom, co se stane, pokud přejde vyhozený student z ČVUT na VŠE. Odpovědí je, že inteligenční kvocient na obou školách vzroste.

Obr. 2.



### Případ 2

Podobný je druhý případ, ale jeho závěry jsou naprosto odlišné a to jenom v důsledku malé změny původních předpokladů. Stejně jako v předchozím případě jsou obě schopnosti pozitivně korelovány:  $\sigma_{12} \geq 0$ . Ale na rozdíl o prvního případu je korelace obou schopností větší než rozptyl druhé z nich, tj.  $\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \geq 1$ . Důsledkem této relativně malé změny je naprosto opačné rozložení schopností mezi oběma sektory. tentokrát se většina „chytrých“ lidí nachází v sektoru 1 (viz obrázek 3).



Obr. 3.

A pokud prozkoumáme důsledky růstu ceny schopnosti 1, tj.  $\Delta\pi_1 \geq 0$ , pak ti lidé, kteří se nacházejí mezi starou a novou polohou indifferenční přímky, se přesunou ze sektoru 2 do sektoru 1 (také viz obrázek 3 – indifferenční linie mají opět sklon  $45^\circ$ ). A především dojde k **poklesu** průměrných platů v obou sektorech.

Neintuitivním závěrem je pak to, že průměrný plat v ekonomice jako celku **vzroste** obdobně jako v prvním případě.

Všechny tyto výsledky lze samozřejmě dokázat matematicky, ale pro naše účely stačí předvedená intuice.

### Některé z důsledků Royova modelu

S Royovým modelem si lze samozřejmě „hrát“ i jinak a dospět k zajímavým důsledkům. Pokusíme se o jejich shrnutí (důkaz těchto tvrzení lze nalézt v Heckman - Honore „Empirical Content of The Roy Model“):

- a) Nerovnosti v příjmech jsou menší pokud se rozhodování o příjmech nechá na vlastním uvážení jednotlivců oproti situaci náhodného přidělování zaměstnání. Jako příklad bychom mohli uvést komunistický režim a jeho umístěnky. Pokud jejich cílem bylo vyrovnat rozvoj společnosti a majetkové rozdíly, pak důsledkem byl z pohledu Royova modelu pravý opak – nerovnost se zvýšila. Jiným příkladem (velmi aktuálním) je profesionální armáda – její existence snižuje majetkovou nerovnost oproti situaci, kdy je armáda vystavěna na základě všeobecné branné povinnosti.
- b) Je možné odhadnout populační distribuční rozdělení latentních schopností nebo potenciálních mezd a to i v situaci pokud známe pouze data o mzdách těch lidí, kteří v daných sektorech skutečně pracují.
- c) Stejně tak je možné odhadnout vzájemnou korelaci latentních schopností nebo potenciálních mezd, pokud můžeme pozorovat jenom jednu ze schopností každého člověka.

### Využití Royova modelu pro odhad TT

Royův model lze kromě zajímavého modelování využít i pro řešení problému „self-selection bias“. Vedle oživení zájmu o Royův model a o vyvození jeho mnoha zajímavých závěrů je toto využití dalším a velmi originálním přínosem Jima Heckmana k ekonomické teorii.

Začněme u modelu tzv. „switching regression“, se kterým jsme se již setkali při popisu konstrukce „counterfactuals“. Základní rovnice tohoto typu regrese vypadá následovně:

$$Y = \mu_0(x) + D(\mu_0(x) - \mu_1(x) + E(U_1 - U_0 | X, D = 1)) + U_0 + D(U_1 - U_0 - E(U_1 - U_0 | X, D = 1))$$

Pokud bychom chtěli využít klasické regrese a získat nevychýlené estimátory, pak v případě modelu

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 X + U$$

bychom museli předpokládat  $E(U_1 - U_0 | X, D = 1) = 0$  nebo  $U_1 = U_2$ . V tomto případě by se platilo, že  $\alpha_1 = TT = ATE$ .

Pokud bychom předpokládali, že  $E(U_1 - U_0 | X, D=1) \neq 0$ , pak  $ATE \neq TT$  a model by mohl nabýt formy, která bývá v klasické ekonometrii označována jako model se stochastickými koeficienty:  $Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 X + U_i$ .

Toto již bylo uvedeno výše, stejně tak jako tvrzení, že pokud bychom nepředpokládali žádnou specifickou podmínku ortogonality, pak se dopustíme při odhadování chyby, za kterou je zodpovědný „self-selection bias“. Právě abychom se jí vyhnuli, je využití znalosti Royova modelu nezbytné.

Účast v programu označíme jako předtím  $D=1$ . Agenti se budou účastnit pouze v případě, že jejich příjmy budou díky programu vyšší než příjmy, kterých by mohlo být dosaženo bez účasti na něm. Formálně toto zapíšeme jako  $IN \geq 0$ , kde  $IN = Y_1 - Y_0$ .

Pak můžeme zapsat očekávaný přínos při účasti na programu následovně:

$E(Y_1 | X, D=1) = \mu_1(x) + E(U_1 | X, D=1)$  a s touto rovnicí lze i nadále pracovat a algebraicky ji upravovat.

$$\begin{aligned} E(Y_1 | X, D=1) &= \mu_1(x) + E(U_1 | X, D=1) = \mu_1(x) + E(U_1 | X, Y_1 - Y_0 \geq 0) = \\ &= \mu_1(x) + E(U_1 | X, \mu_1(x) - \mu_0(x) \geq U_0 - U_1) = \mu_1(x) + E(U_1 | X, U_1 - U_0 \geq \mu_0(x) - \mu_1(x)) = \\ &= \mu_1(x) + \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^{*2}} E(U_1 - U_0 | X, U_1 - U_0 \geq -(\mu_1(x) - \mu_0(x))) = \\ &= \mu_1(x) + \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^{*2}} \sigma^* E\left(\frac{U_1 - U_0}{\sigma^*} \middle| X, \frac{U_1 - U_0}{\sigma^*} \geq -\frac{\mu_1(x) - \mu_0(x)}{\sigma^*}\right) = \\ &= \mu_1(x) + \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^*} E(D^* | X, D^* \geq -C_1^*) = \\ &= \mu_1(x) + \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^*} \lambda(-C_1) \\ \Rightarrow E(Y_1 | X, D=1) &= \mu_1(x) + \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^*} \lambda(-C_1), \end{aligned}$$

kde jsme využili následujících vztahů:

$$\begin{aligned} U_1 &= a_1(U_1 - U_0) + V, \\ E(V | U_1 - U_0) &= 0, \\ \sigma^{*2} &= \sigma_{11} + \sigma_{00} + 2\sigma_{10}, \\ a_1 &= \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^{*2}}. \end{aligned}$$

$\sigma_{00}$  je rozptyl  $U_0$ ,  $\sigma_{11}$  je rozptyl  $U_1$ ,  $\sigma_{10}$  je korelace mezi  $U_0$  a  $U_1$ ,  $V$  je náhodná složka regrese  $U_1$  na  $U_1 - U_0$  ortogonální na  $U_1 - U_0$  a  $a_1$  je regresní koeficient téže regrese.

Analogicky lze postupovat při odvozování očekávaného příjmu těch, kteří se programu nezúčastní:

$$E(Y_0 | X, D=0) = \mu_0(x) + \frac{\sigma_{00} - \sigma_{10}}{\sigma^*} \lambda(-C_0).$$

Zároveň platí následující převodní mechanismy:

$$-C_1 = -(\mu_1(x) - \mu_0(x)) / \sigma^*,$$

$$-C_0 = -(\mu_0(X) - \mu_1(X)) / \sigma^*$$

$$\lambda(-C_1) = \frac{\phi(-C_1)}{1 - \Phi(-C_1)} = \frac{\phi(-C_1)}{\Phi(C_1)}$$

$$\lambda(-C_0) = \frac{\phi(-C_0)}{1 - \Phi(-C_0)} = \frac{\phi(-C_0)}{\Phi(C_0)}$$

kde  $\Phi(\bullet)$  je distribuční funkce standardního normálního rozdělení a  $\phi(\bullet)$  je hustota pravděpodobnosti téhož.

Dalším krokem v odhadu je využití znalosti, že očekávaná hodnota  $E(U_0|X)$  je nula. Zároveň víme, že  $E(U_0|X)$  lze rozepsat následovně:

$$E(U_0|X) = 0 = E(U_0|X, D=1)P(D=1|X) + E(U_0|X, D=0)P(D=0|X).$$

Z toho vyplývá následující vztah:

$$E(U_0|X, D=1) = -E(U_0|X, D=0) \frac{(1 - P(D=1|X))}{P(D=1|X)}, \text{ při jehož odvození jsme využili faktu,}$$

že

$$P(D=0|X) = 1 - P(D=1|X).$$

A nyní již můžeme pouze dosadit do Quandtovy regrese a vypočítat TT.

$$TT = \mu_1(X) - \mu_0(X) + E(U_1 - U_0|X, D=1) = TT = \mu_1(X) - \mu_0(X) + E(U_1|X, D=1) - E(U_0|X, D=1)$$

$$TT = \mu_1(X) - \mu_0(X) + \frac{\sigma_{11} - \sigma_{10}}{\sigma^*} \lambda(-C_1) + \frac{\sigma_{00} - \sigma_{10}}{\sigma^*} \frac{(1 - P(D=1|X))}{P(D=1|X)} \lambda(-C_0)$$

$$ATE = \mu_1(X) - \mu_0(X)$$

Pro lepší intuici, lze  $\mu_1(X)$  a  $\mu_0(X)$  přepsat jako  $X\beta_1$  resp.  $X\beta_0$ .

Při faktickém provádění odhadu, pak nejprve odhadneme  $\hat{\lambda}(-C_1)$  a  $\hat{\lambda}(-C_0)$  pomocí Probitu nebo Logitu. Tyto odhady jsou konzistentní. Pomocí nich pak můžeme také konzistentně odhadnout koeficienty  $\beta_1$ ,  $\beta_0$ ,  $\gamma_1$  a  $\gamma_0$  z následujících regresních rovnic:

$$Y_1 = X\beta_1 + \gamma_1 \hat{\lambda}_1 + v_1 \text{ a}$$

$$Y_0 = X\beta_0 + \gamma_{01} \hat{\lambda}_0 + v_0.$$

A v tomto okamžiku již víme všechny údaje potřebné k dosažení do výpočetního vzorce pro TT. Tomuto postupu se říká dvoustupňový Heckmanův estimátor, kde prvním stupněm je Probit (resp. Logit) a druhým stupněm regrese

$$Y_1 = X\beta_1 + \gamma_1 \hat{\lambda}_1 + v_1 \text{ resp. } Y_0 = X\beta_0 + \gamma_{01} \hat{\lambda}_0 + v_0.$$

## Randomizace

Další z možných metod (a poslední o které se podrobněji zmíníme), jak obejít problém „self-selection bias“, je randomizace. Připomeňme pouze, že řešíme problém chybějících dat, protože nemůžeme pozorovat ekonomické agenty ve dvou situacích současně – agent se rozhodne do programu vstoupit nebo nikoliv, nemůže zároveň být a nebýt v programu.

Proto zde máme dvě skupiny dat – taková, která můžeme pozorovat a taková, která ne.

### Pozorovatelná data:

$Y_1|X, d = 1$  - příjem agenta, který se programu zúčastnil.

$Y_0|X, d = 0$  - příjem agenta, který se programu nezúčastnil.

### Nepozorovatelná data:

$Y_0|X, d = 1$  - příjem agenta, který se zúčastnil programu, pokud by se byl býval programu nezúčastnil,

$Y_1|X, d = 0$  - příjem agenta, který se zúčastnil programu, pokud by se byl programu nezúčastnil.

Účelem randomizace je pak získat data, která nemůžeme pozorovat.

Základním předpokladem randomizace je, že nikdo nemůže být nucen k účasti na programu a také to, že účastníci plně akceptují proces randomizace a ten nijak neovlivňuje jejich rozhodování zúčastnit se programu či nikoliv. Jinými slovy, předpokládáme, že neexistuje žádné vychýlení randomizací („randomization bias“).

## I. Randomizace přístupu k programu (“Randomization of Eligibility“)

Základní předpoklad randomizace lze přepsat v matematické řeči takto:

$Y_0, Y_1, D, X \perp\!\!\!\perp R$  (neboli randomizace nemění stochastickou strukturu, která stojí za modelem).

$R = 1$  znamená, že agent je připuštěn (randomizován) k účasti na programu.

$R = 0$  znamená, že agent není připuštěn k účasti na programu.

Podstatou randomizace přístupu k programu je pravidlo, které určí, že určité skupina lidí není umožněno se do programu ani přihlásit. K tomu abychom tuto metodu mohli využít však musí platit, že pravidlo vylučující účast musí být takové, že každý agent s charakteristikami  $X$  musí mít ex ante nenulovou pravděpodobnost být připuštěn k účasti v programu, neboli  $P(D = 1|X) \neq 0$ .

Pak konzistentním odhadem  $TT = E(\Delta|D = 1, X)$  je následující vztah:

$$E(\Delta|D = 1, X) = \frac{E(Y|R = 1, X) - E(Y|R = 0, X)}{P(D = 1|X)},$$

kde  $E(Y|X, R = 1)$  vyjadřuje průměrný příjem těch, kteří byli připuštěni k účasti na programu,

$E(Y|X, R = 0)$  vyjadřuje průměrný příjem těch, kteří nebyli připuštěni k účasti na programu a

$P(D = 1|X)$  znamená pravděpodobnost, že agent s charakteristikami  $X$  vstoupí do programu poté co byl k účasti na něm připuštěn.

Důkaz tohoto tvrzení je velmi jednoduchý, v podstatě je to pouze otázka algebry a několika předpokladů, jako ostatně převážná většina matematických důkazů.

Zaprvé, můžeme rozepsat příjem těch, co byli randomizováni do programu do následujícího součtu (rovnice A):

$$E(Y|X, R=1) = P(D=1|X, R=1)E(Y_1|X, D=1, R=1) + P(D=0|X, R=1)E(Y_0|X, D=0, R=1),$$

kde  $P(D=1|X, R=1)$  znamená podíl těch, kteří byli akceptováni do programu z té části populace, která byla připuštěna k účasti v programu,

$P(D=0|X, R=1)$  znamená podíl těch, kteří nebyli akceptováni do programu (nebo se ani nepřihlásili), ačkoliv jim bylo umožněno v programu se účastnit,

$E(Y_1|X, D=1, R=1)$  je průměrný příjem těch, kteří byli připuštěni k účasti na programu a skutečně se jej zúčastnili a konečně

$E(Y_0|X, D=0, R=1)$  je průměrný příjem těch, kteří byli připuštěni k účasti na programu, ale kteří se jej nezúčastnili.

Za druhé, lze rozepsat podobným způsobem průměrný příjem těch, kterým nebylo umožněno zúčastnit se programu (rovnice B):

$$E(Y|X, R=0) = P(D=1|X, R=0)E(Y_0|X, R=0, D=1) + P(D=0|X, R=0)E(Y_0|X, R=0, D=0),$$

kde  $P(D=1|X, R=0)$  vyjadřuje podíl těch, kteří by byli akceptováni do programu, pokud by jim bylo umožněno se jej zúčastnit,

$P(D=0|X, R=0)$  vyjadřuje podíl těch, kteří by se nezúčastnili programu tak jako tak,

$E(Y_0|X, R=0, D=1)$  je průměrný příjem těch, kteří by byli akceptováni do programu, pokud by jim bylo umožněno se jej zúčastnit a posledním výrazem je

$E(Y_0|X, R=0, D=0)$ , což je průměrný příjem těch, kteří by se nezúčastnili programu tak jako tak (tj. i kdyby jim bylo umožněno se programu zúčastnit).

Z předchozích předpokladů vyplývají tyto vztahy:

$P(D=1|X, R=1) = P(D=1|X, R=0) = P(D=1|X)$ , což znamená, že podíl těch, kteří byli akceptováni do programu z té části populace, která byla připuštěna k účasti v programu a podíl těch, kteří by byli akceptováni do programu, pokud by jim bylo umožněno se jej zúčastnit, je stejný. Druhým (identifikačním) vztahem je, že průměrný příjem těch, kteří byli připuštěni k účasti na programu, ale kteří se jej nezúčastnili a průměrný příjem těch, kteří by se nezúčastnili programu ani kdyby jim to bylo umožněno, je stejný, neboli

$$E(Y_0|X, R=1, D=0) = E(Y_0|X, R=0, D=0).$$

Pak už jen stačí odečíst rovnici B od rovnice A, využít výše zmíněných předpokladů a důkaz je proveden.

$$E(Y|X, R=1) - E(Y, R=0) = P(D=1|X) (E(Y_1|X, D=1, R=1) - E(Y_0|X, R=0, D=1)),$$

kde první výraz na pravé straně rovnice může být konzistentně odhadován jako  $P(D=1|X, R=1)$ , závorka na pravé straně může být konzistentně odhadnuta jako

$$E(Y_1|X, D=1) - E(Y_0|X, D=1), \text{ což je ale } TT = E(\Delta|X, D=1).$$

K výpočetnímu vzorci, který jsme prohlásili za odhad TT na počátku této subkapitoly je pak již cesta snadná skrze dělení obou stran rovnice výrazem  $P(D=1|X)$ . V Čechách by se řeklo CBD (čti: „což bylo dokázáno“), v USA obdobně QED (čti: „quite easily done“).

## II. Randomizace těch, kteří již byli akceptováni do programu

Randomizace těch, kteří již byli akceptováni do programu, se od předchozího případu liší především časem, kdy je randomizace provedena a rozsahem lidí, na něž se vztahuje.

Všichni jsou oprávněni se přihlásit do programu – nikomu to není a priori zakázáno. Teprve poté, co dojde k akceptaci těch, kteří se do programu přihlásili, je náhodně určeno, kdo z akceptovaných může vstoupit do programu a kdo má smůlu. Opět jsou základní předpoklady stejné jako v předchozím případě. Tj. především to, že randomizace nezmění stochastickou strukturu modelu. Jiný způsob, jak napsat to samé uvedeme nyní:

$$E(Y_1^* - Y_0^* | X, D^* = 1) = E(Y_1 - Y_0 | X, D = 1),$$

$$E(Y_1^* | X, D^* = 1) = E(Y_1 | X, D = 1),$$

$$E(Y_0^* | X, D^* = 1) = E(Y_0 | X, D = 1),$$

kde hvězdička označuje přítomnost randomizace.

Při randomizaci těch, kteří již byli akceptováni je výpočet TT velmi jednoduchý. Především platí následující identity:

$$E(Y_0 | X, D = 1, R = 0) = E(Y_0 | X, D = 1),$$

$$E(Y_1 | X, D = 1, R = 1) = E(Y_1 | X, D = 1).$$

A proto jednoduše

$$TT = E(\Delta | X, D = 1) = E(Y_1 | X, D = 1) - E(Y_0 | X, D = 1) = E(Y_1 | X, D = 1, R = 1) - E(Y_0 | X, D = 1, R = 0)$$

Podstatou randomizace, stejně jako mnoha jiných metod (např. IV, Matching apod.) je nikoliv předpoklad, že „self-selection bias“ neexistuje, ale spíše snaha nalézt takovou kontrolní skupinu, díky které by se dal problém „self-selection bias“ obejít.

Jim Heckman není žádným velkým příznivcem randomizace a to především proto, že správně a jako první upozornil, že ačkoliv se do ní vkládají velké naděje, pak bez dodatečných předpokladů nelze identifikovat ATE, existuje problém vychýlení randomizací („randomization bias“) a především stojí randomizace na některých předpokladech, které jsou velmi silné.

### Identifikace ATE

Jak již bylo řečeno, Jim Heckman upozornil na fakt, že ATE nemůže být identifikován bez toho, že bychom přijali nějaké další silnější předpoklady o tom, jak lidé činí svá rozhodnutí. Jak uvidíme, identifikační předpoklady pro ATE se v případě randomizace podobají jako vejce vejci identifikačním předpokladům ATE v jiných metodách, kde jsme je již popisovali. A proto jen krátce.

A) Předpoklad stejného dopadu – tzn., že efekt programu je na každého agenta totožný. Pokud změníme strukturu účastníků, pak to nezmění nic na výsledku. Jinými slovy by to znamenalo, že náhodný výběr a „self-selection“ mají stejné důsledky. Pak lze identifikovat ATE proto, že  $ATE = TT$ .

Matematicky toto lze napsat následovně:

$$TT = ATE = \mu_1(X) - \mu_0(X),$$

$$E(U_0 | X) = 0 \text{ a } E(U_1 | X) = 0,$$

$$E(U_1 - U_0 | X) = E(U_1 - U_0 | X, D = 1) = 0.$$

B) Druhou možností je předpoklad, že participační rozhodnutí jsou činěna nezávisle na idiosynkratických ziscích jednotlivých agentů a to buď proto, že je jednotliví agenti neznají (byť ex post na různé agenty působí program různě), nebo proto, že agenti se podle této znalosti neřídí. Pak opět platí

$$TT = ATE = \mu_1(X) - \mu_0(X) \text{ a}$$

$$E(U_1 - U_0 | X, D = 1) = 0.$$

Pokud jde o „randomization bias“ a silné předpoklady, pak Heckman se ptá, zda-li je smysluplné předpokládat, že lidé nezmění své chování, pokud budou vědět, že program bude randomizován. Lidé samozřejmě budou brát v úvahu, že v případě randomizace se ex ante snižuje pravděpodobnost jejich účasti v programu. Proto mnozí z těch, kteří by se byli bývali přihlásili za normálních okolností do programu (tj. pokud by nebyla randomizace), ale jejich potenciální idiosynkratický zisk by nebyl tak výrazný, se do programu ani nepřihlásí. Pak ovšem randomizace změní stochastickou strukturu modelu a všechny předpoklady a jejich důsledky neplatí. Pak samozřejmě neplatí ani výpočetní vzorce pro TT, které byly uvedeny výše.

Z tohoto hlediska je na tom relativně dobře randomizace přístupu k programu. Ovšem v tomto případě je nutné zajistit, aby kritérium randomizace bylo nemožné, nebo přinejmenším obtížné obejít. Např. pokud kritériem bude bydliště, pak pro validitu randomizace jako metody musí být zajištěno, aby lidé, pro něž má účast v programu značnou hodnotu a randomizací byli vyřazeni, se nemohli přesunout do oblastí, které jim otevřou dveře k účasti. Pokud je tomu nemožné zabránit, pak i tato aplikace randomizace selhává.

## Závěr

Na úplný závěr přednášky by bylo snad vhodné pronést nějaké shrnutí všeho, co zde bylo řečeno. A nejlépe parafrází toho, co nám bylo vštěpováno Jimem Heckmanem snad každou hodinu, co jsme s ním strávili.

1) Účelem této přednášky je, abyste začali pochybovat o ekonometrii, modelech, ekonomii, tj. o všem - i o přednášejícím.

2) Většina otázek před kterými stojíme má ekonomickou (nikoliv statistickou) povahu a může být řešena pouze ekonomicky – nikoliv statisticky. Bez kvalitní ekonomické teorie je vám jakkoliv sofistikovaná matematika nebo ekonometrie k ničemu. Může pouze způsobit mnoho zmatků a nedorozumění.

## Literatura:

Ashenfelter, Orly. 1978. „**Estimating The Effects of Training Programs on Earnings**“, Review of Economics and Statistics 60(1): 47-57.

Heckman, James. 1978. „**Dummy Endogenous Variables in A simultaneous Equations Systems**“. Econometrica 46(4): 931-60.

Heckman, James. 1990. „**Varieties of Selection Bias**“. American Economic Review 80(2): 313-18.

Heckman, James. 1996. „**Randomization As An instrumental Variable**“. Review of Economics and Statistics 77(2): 336-41.

- Heckman, James, 1997. „**Instrumental Variables. A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used In Making Program Evaluations**“. The Journal of Human Resources 22(3): 442-62.
- Heckman, James, and Bo Honoré. 1990. “**Empirical Content of The Roy Model**”. Econometrica 58(5): 1121-49.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura, Jeffrey Smith, Petra Todd. 1998. “**Characterizing Selection Bias Using Experimental Data**”. Econometrica 66, 1017-98.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura, Jeffrey Smith, Petra Todd. 1996. “**Sources of Selection Bias in Evaluating Programs: An Interpretation of conventional Measures and evidence on the Effectiveness of Matching As a Program Evaluation Method**”. Proceedings of The National Academy of Sciences 93(23): 13416-20.
- Heckman, James, and Richard Robb. 1985. “**Alternative Methods For Evaluating The Impact of Interventions**”. In Longitudinal Analysis of Labor market data, ed. Heckman, James, and Burton Singer, 156-245. New York: Wiley.
- Heckman, James, and Richard Robb. 1986. “**Alternative Methods For Solving The Problem of Selection Bias in Evaluating The Impact of Treatments on Outcomes**”. In Drawing Inferences From Self-Selected Samples, ed. H. Wainer, 63-107. Berlin: Springer Verlag.
- Heckman, James, and Guilherme Sedlacek. 1985. “**Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions: An Empirical Model of Self-Selection in the Labor Market**”. Journal of Political Economy 93(6): 1077-25.
- Heckman, James, and Jeffrey Smith. 1993. “**Assessing The Case For Randomized Evaluation of Social Programs**”. In Measuring Labour Market Measures, ed. Karsten Jensen and Per Kongshoi Madsen, 35-95. Copenhagen, Denmark: Ministry of Labour.
- Heckman, James, and Jeffrey Smith. 1995. “**Assessing the Case For social Experiments**”. Journal of Economic Perspectives 9(2): 85-100.
- Heckman, James, and Jeffrey Smith. 1996. “**Experimental and Nonexperimental Evaluation**”. In International Handbook of Labor Market Policy and Evaluation, ed. G. Schmidt, J.O.Reilly and K. Schönmann, 37-88. Cheltenham, U.K.: Elgar Publishers.
- Heckman, James, and Jeffrey Smith. 1998. “**Evaluating The Welfare State**”. In Ragnar Frisch Centenary, ed. Steinar Strom. Econometric Society Monographs. Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman, James, and Jeffrey Smith. 1999. “**The Pre-Program Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Program: Implications for Simple Program Evaluation Strategies**”. Economic Journal.
- Heckman, James, Jeffrey Smith and R. Lalonde. 1999. “**The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs**”. Handbook of Labor economics, Volume 3, Ashenfelter, A. and D. Card, eds., Amsterdam: Elsevier Science.
- Imbens, Guido, and Joshua Angrist. 1994. “**Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects**”. Econometrica 62(4): 467-76.
- Sargent, Thomas. 1986. “**Dynamic Macroeconomic Theory**”. Cambridge: Cambridge University Press.