

Univerzita Karlova v Praze

Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií



Bakalářská práce

**Meta-analýza cenové elasticity poptávky
po vodě**

Author: **Richard Thoma**

Supervisor: **PhDr. Tomáš Havránek**

Academic Year: **2012/2013**

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem bakalářskou práci vypracoval samostatně a použil pouze uvedené prameny a literaturu.

Souhlasím s tím, aby práce byla zpřístupněna pro studijní a výzkumné účely.

V Praze dne

Richard Thoma

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval svému konzultantovi PhDr. Tomášovi Havránkovi za trpělivost a cenné připomínky a Jasperu Dalhuisenovi, Raymondovi Floraxovi, Henrimu de Grootovi a Peteru Nijkampovi za poskytnutí dat.

Bibliografický záznam

Thoma, R., 2013. *Meta-analýza cenové elasticity poptávky po vodě*. Bakalářská práce. Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií.

Počet znaků: 67 233

Abstrakt

Meta-analýza je statistická metoda, která nám umožňuje sjednotit výsledky empirického výzkumu. Shrnutí dosavadní teorie napomohlo k výběru vhodného modelu pro empirickou část této práce - meta-analýzu zaměřenou na cenovou elasticitu residenční poptávky po vodě. Použit byl víceúrovňový model smíšených efektů, který si poradí s vlivem publikační selektivity, heteroskedasticity i závislostí mezi odhady z jedné studie. Publikační selektivita byla objevena pouze v rámci vzorku, ze kterého byla vyloučena data ze západu USA. Heckmanova meta-regrese odhalila skutečnou hodnotu elasticity o velikosti - 0,246. Nakonec byla vysvětlena variace výsledků mezi studiemi. Použití průměrné ceny místo marginální, modelu diskrétně-spojité volby a dat ze západu USA pro modelování poptávky po vodě má za následek vyšší hodnoty odhadované elasticity.

Klíčová slova meta-analýza, cenová elasticita, poptávka po vodě, publikační selektivita
E-mail autora Waltersson@seznam.cz
E-mail vedoucího práce tomas.havranek@ies-prague.org

Abstract

Meta-analysis is a statistical method that allows us to combine results of empirical research. A theoretical summary helped to select appropriate model for the empirical part of this thesis - a meta-analysis focused on the price elasticity of residential water demand. A mixed-effects multilevel model, which corrects for selection bias, heteroskedasticity and within-study correlation, was employed. Publication bias was found only for subsample excluding data from the western part of the United States. Heckman meta-regression shows that the true price elasticity of water demand is -0,246. Finally variation in results across studies is explained. Using average price instead of marginal, the discrete-continuous choice model and data from the western part of the United States for water demand modelling will result in higher values of estimated elasticity.

Keywords meta-analysis, price elasticity, water demand, publication bias
Author's e-mail Waltersson@seznam.cz
Supervisor's e-mail tomas.havranek@ies-prague.org

UNIVERSITAS CAROLINA PRAGENSIS
založena 1348

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií



Opletalova 26
110 00 Praha 1
TEL: 222 112 330,305
TEL/FAX: 222 112 304
E-mail: ies@fsv.cuni.cz
<http://ies.fsv.cuni.cz>

Akademický rok 2012/2013
TEZE BAKALÁŘSKÉ PRÁCE

Student:	Richard Thoma
Obor:	Ekonomie
Konzultant:	PhDr. Tomáš Havránek

Garant studijního programu Vám dle zákona č. 111/1998 Sb. o vysokých školách a Studijního a zkušebního řádu UK v Praze určuje následující bakalářskou práci

Předpokládaný název BP:

Meta-analýza cenové elasticity poptávky po vodě

Charakteristika tématu, současný stav poznání, případně zvláštní metody zpracování tématu:

Meta-analýza je statistická metoda zaměřená na syntézu rostoucího množství empirických studií, která nám umožňuje vysvětlit vztahy mezi použitými metodami, získanými daty a výsledky jednotlivých studií. Meta-analýza na téma cenové elasticity poptávky po vodě již bylo publikováno více (Dalhuisen et al., Stanley). Moje práce bude aktualizací předchozích meta-analýz doplněnou o nová data a používající moderní metody. Hlavním cílem práce bude rozpoznat publikační selektivitu a odhadnout skutečný empirický efekt.

Struktura BP:

1. Úvod do meta-analýzy
2. Meta-analýza po teoretické stránce
3. Vlastní meta-analýza cenové elasticity poptávky po vodě
4. Závěr

Seznam základních pramenů a odborné literatury:

- Dalhuisen, J., Florax, R.J.G.M., deGroot, H.L.F., Nijkamp, P., 2003. Price and income elasticities of residential water demand: a meta-analysis. *Land Economics* 79 (2), 292-308.
- Havranek, T., Irsova, Z., 2011. Estimating vertical spillovers from FDI: Why results vary and what the true effect is, *Journal of International Economics* 85 (2), 234-244.
- Havranek, T., Irsova, Z., Janda, K., 2012. Demand for gasoline is more price-inelastic than commonly thought, *Energy Economics* 34 (1), 201-207.
- Stanley, T.D., 2001. Wheat from chaff: meta-analysis as quantitative literature review. *Journal of Economic Perspectives* 15 (3), 131-150.
- Stanley, T.D., 2005. Beyond publication bias. *Journal of Economic Surveys* 19 (3), 309-345.
- Stanley, T.D., 2008. Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 70 (1), 103-127.
- Stanley, T.D., Doucouliagos, H., 2010. Picture this: a simple graph that reveals much ado about research. *Journal of Economic Surveys* 24 (1), 170-191.
- Stanley, T.D., Jarrell, S.B., 1989. Meta-regression analysis: a quantitative method of literature surveys. *Journal of Economic Surveys* 3 (2), 161-170.

Datum zadání:	28.05.2012
Termín odevzdání:	31.07.2013

V Praze dne
Podpisy konzultanta a studenta

Richard Thoma

PhDr. Tomáš Havránek

Obsah

Seznam tabulek	ix
Seznam obrázků	x
Seznam použitých zkratk	xi
1 Úvod	1
2 Meta-analýza po teoretické stránce	2
2.1 Cíle meta-analýzy	2
2.2 Sběr dat	2
2.3 Meta-regresní model a kódování dat	3
2.4 Předběžná analýza dat	5
2.5 Meta-regresní analýza	6
2.6 Heteroskedasticita	6
2.7 Heterogenita	7
2.7.1 Nulová heterogenita	7
2.7.2 Nevysvětlitelná heterogenita	8
2.7.3 Vysvětlitelná heterogenita	9
2.7.4 Částečně vysvětlitelná heterogenita	9
2.8 Korelace mezi odhady	10
2.9 Publikační selektivita	11
2.9.1 Trychtýřový graf	12
2.9.2 Galbraithův graf	12
2.9.3 FAT-PET: Testy publikační selektivity	14
2.9.4 Meta-regresní modely a publikační selektivita	16
2.10 Výhody a nevýhody meta-analýzy	16
3 Vlastní meta-analýza cenové elasticity poptávky po vodě	18
3.1 Poptávka po vodě	18
3.2 Data	20
3.3 Víceúrovňový model smíšených efektů	21
3.4 Publikační selektivita a skutečný efekt	22
3.5 Vysvětlení heterogenity	24
4 Závěr	28

Seznam použité literatury	33
A Seznam použitých studií	I
B Seznam vysvětlujících proměnných	II

Seznam tabulek

3.1	Souhrnné statistiky	20
3.2	Testy publikační selektivity (FAT)	23
3.3	Heckmanova meta-regrese	24
3.4	Vysvětlující meta-regresní analýza	26
A.1	Seznam použitých studií	I
B.1	Seznam vysvětlujících proměnných	II

Seznam obrázků

2.1	Trychtýřový graf, vliv odborů na produktivitu (korelace) (Stanley, 2005)	13
2.2	Trychtýřový graf, cenová elasticita poptávky po vodě (Stanley, 2005)	13
2.3	Galbraithův graf, vliv odborů na produktivitu (Stanley, 2005) .	14
3.1	Trychtýřový graf, cenová elasticita poptávky po vodě	22
3.2	Trychtýřový graf, cenová elasticita poptávky po vodě (bez západu USA)	23

Seznam použitých zkratek

DCC	Discrete-continuous choice (model diskrétně spojité volby)
FAIVE	Funnel asymmetry instrumental variable estimator (test trychtýřové asymetrie pomocí instrumentální proměnné)
FAIVEHR	Funnel asymmetry heteroskedasticity-robust instrumental variables estimator (test trychtýřové asymetrie s robustními odchylkami pomocí instrumentální proměnné)
FAT	Funnel asymmetry test (test trychtýřové asymetrie)
FES	Fixed effect size (velikost fixního efektu)
GLS	Generalized least squares (zobecněná metoda nejmenších čtverců)
MES	Mixed effect size (velikost smíšeného efektu)
MRA	Meta-regression analysis (meta-regresní analýza)
OLS	Ordinary least squares (metoda nejmenších čtverců)
PET	Precision effect test (test přesnosti efektu)
RES	Random effect size (velikost náhodného efektu)
WLS	Weighted least squares (metoda vážených nejmenších čtverců)

Kapitola 1

Úvod

V éře informačních technologií počet empirických studií a vědeckých publikací, které jsou díky internetu dostupnější než kdy dřív, roste. Také na poli ekonomie dochází ke střetu ideí a teorií, jsme zavaleni množstvím čísel a dat, nelze se tedy divit, že konečným produktem je množství prací zkoumajících stejné jevy, avšak docházejících k různým výsledkům. O shrnutí dosavadního výzkumu se pokoušejí narativní (popisné) studie, jejichž cílem je objektivní zhodnocení poznatků o daném tématu, avšak navzdory snaze o objektivitu musí být nevyhnutelně subjektivní. Navíc vzrůstající objem dat nabízí informační potenciál, který autoři popisných recenzí nemohou využít v plné míře. Alternativa či alespoň doplněk popisných studií, která si umí poradit s rostoucím množstvím dat, však existuje. Nazývá se meta-analýza a Gene Glass (1976, p.3), který tento název použil jako první, se na ni odvolává jako na statistickou analýzu velkého souboru výsledků jednotlivých studií za účelem sjednocení výsledků zkoumání. Mezi obory, které meta-analýzu tradičně využívají jako efektivní nástroj systematické integrace poznatků o daném jevu, patří medicína a psychologie, avšak popularitu si získala i v ekonomii a ostatních sociálních vědách. Přesto je tato práce teprve druhou česky psanou meta-analýzou z oboru ekonomie, průkopníkem v této oblasti se stal Polák (2011).

Primárním cílem této práce je praktická aplikace meta-analýzy na měření cenové elasticity residenční poptávky po vodě. Tématika cenové elasticity residenční poptávky po vodě byla dodnes zkoumána ve dvou meta-analýzách (Espey *et al.* (1997) a Dalhuisen *et al.* (2003)). Přínosem této práce by mělo být rozšíření souboru dat o nové primární studie a použití modernějších metod, které se dokážou vypořádat s přítomností publikační selektivity a korelací mezi jednotlivými odhady, tedy problémy, které předcházející meta-analýzy opomenuly vyřešit. Struktura práce je následující. Druhá kapitola je věnována ucelenému přehledu teorie týkající se meta-analýzy. Následuje praktická část zaměřená na meta-analýzu cenové elasticity poptávky po vodě v domácnostech. Závěrečná kapitola obsahuje shrnutí.

Kapitola 2

Meta-analýza po teoretické stránce

Hlavní náplní práce je empirická část věnující se cenové elasticitě poptávky po vodě, ale předchází ji kapitola zaměřená na teorii. Meta-analýza je efektivní ekonometrický nástroj, je však nutné ji správně použít. Hlavní výzvu přitom představují heteroskedasticita, heterogenita, závislost mezi jednotlivými odhady a publikační selektivita. Cílem následujícího přehledu je popsat jednotlivé kroky při tvorbě meta-analýzy a vysvětlit, jak se co nejlépe vypořádat se čtyřmi uvedenými výzvami.

2.1 Cíle meta-analýzy

Nelson & Kennedy (2009) uvádějí několik možných cílů meta-analýzy. Prvním z nich je odhad skutečného efektu (např. elasticity či regresního koeficientu), neboť klasický průměr může být zkreslen vlivem publikační selektivity, tedy jevu, který je důsledkem preferování výsledků buď signifikantních nebo konzistentních s ekonomickou teorií, zatímco výsledky neobvyklé a nesignifikantní jsou publikovány zřídka. Právě publikační selektivita může být dalším vhodným tématem pro meta-analýzu. Mnoho studií využívá meta-analýzu za účelem vysvětlení variace výsledků mezi studii (tzv. heterogenity), zajímá nás tedy, které proměnné (a jak) ovlivnily velikost výsledků. Předpověď výsledků na základě určitých podmínek je čtvrtým možným cílem a výčet uzavírá shrnutí výsledků jedné empirické studie s několika odhady.

Prvním krokem v meta-analýze je stejně jako u jiných výzkumných projektů definice problému nebo testované hypotézy, neboť bez jasně stanoveného cíle nelze určit množinu primárních studií našeho zájmu ani zvolit vhodný meta-regresní model.

2.2 Sběr dat

Známe-li cíl vlastní meta-analýzy, můžeme přistoupit k dalšímu kroku, kterým je získání reprezentativního souboru všech empirických studií o daném tématu. K vyhledávání lze použít množství dostupných databází (Google Scholar, Scopus, EconLit, RePec, SSRN atd.). Nejeфекtivnější cestou k nalezení dostatečného

množství studií je začít hledat nejdříve narativní shrnutí dané literatury či starší meta-analýzy, jejichž autoři mohou poskytnout vlastní kódovaná data. Cenné informace mohou poskytnout i reference v již nalezených studiích. Pokud čelíme potížím v podobě malého vzorku studií, můžeme využít například databázi disertačních prací (ProQuest Dissertations & Theses). Někteří meta-analytici dodatečně obepisují akademické katedry a výzkumné instituty kvůli jejich pracím a relevantním obsahům jejich „šuplíků“ (Stanley, 2001, p. 134). EPA (2006) považuje za jednu charakteristiku kompletní analýzy jasný výpis kritérií pro vyhledávání relevantních studií a přesně daný postup jejich hledání včetně kritérií pro zařazení studií či jejich vyřazení. Vyřazení studie z reprezentativního souboru bychom měli pečlivě zdůvodnit. Relevantním důvodem jsou například chybějící základní údaje (např. standardní odchylka), naopak vyloučení podmnožiny studií používajících metodologii či data, která považujeme za „horší“, má za následek ztrátu informací.

2.3 Meta-regresní model a kódování dat

Než přistoupíme k extrakci dat z vybraných studií (tzv. kódování), představme si základní meta-regresní model. Většina aplikované ekonometrie obsahuje standardní regresní model ve tvaru:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (2.1)$$

kde Y je vektor závislé proměnné typu $(n \times 1)$, který určuje zkoumaný ekonomický fenomén, X matice vysvětlujících proměnných typu $(n \times m)$, β vektor neměnných koeficientů $(m \times 1)$ a ε náhodná chyba. Tuto regresní rovnici nazýváme „původní model“, abychom ji odlišili od následné meta-regresní analýzy (Stanley & Jarrell, 1989, p. 302). K integraci a vysvětlení různých výsledků z prostředí empirického výzkumu slouží následující meta-regresní model

$$b_j = \beta + \sum_{k=1}^K \alpha_k Z_{jk} + e_j \quad j = 1, 2, \dots, L, \quad (2.2)$$

kde b_j je odhad parametru β j -té studie v literatuře tvořené L studiemi, β „skutečná“ hodnota zkoumaného parametru, Z_{jk} nezávislá proměnná, která měří relevantní charakteristiky empirické studie a vysvětluje systematickou variaci vzhledem k ostatním studiím v dané literatuře, α_k meta-regresní koeficient vyjadřující vliv jednotlivých charakteristik studie na celkový efekt a e_j meta-

regresní disturbance (Stanley & Jarrell, 1989, p. 302).

Stanley (2001) doporučuje před začátkem kódování zajistit, aby všechny odhady b_j měřily stejnou veličinu, jinak bychom porovnávali „jablka s hruškami“.

Klasickým souhrnným měřítkem jsou elasticity, regresní koeficienty či t-statistiky, někdy je však třeba převést nepoměřitelné velikosti efektu z jednotlivých studií na společnou metriku viz Poot (2013, p. 7) nebo Stanley (2001, pp. 135-137).

Kódování spočívá ve zvolení tzv. moderátorových proměnných (nezávislé proměnné charakterizující empirické studie z předchozího modelu) a převedení informací, které nám tyto proměnné o studii předávají, do tabulkového procesoru (např. MS Excel). Některé charakteristiky jsou kódovány jako čísla (např. počet pozorování), většina moderátorových proměnných ale představuje kvalitativní znaky a v tabulkovém procesoru je najdeme ve formě dummy proměnných.

Kódování informací o studiích je časově nejnáročnějším úkolem v meta-analýze. Předem není vždy zřejmé, které charakteristiky jsou důležité a jestli je informace o nich dostupná ve všech shromážděných studiích. Důsledkem je, že kódování je často opakovaný proces, který by neměl být ovlivněn jen daty, ale mít silnou oporu i v teorii. Meta-analytik by měl dobře znát zkoumaný obor a vědět, jaké proměnné mohou ovlivnit příčinný vztah, o který se zajímá. Protože názory na interpretaci informací z daných studií se často liší, je prospěšné, pokud kódování zkontroluje jeden či více spoluautorů meta-analýzy (Poot, 2013, pp. 7-8). Většinu moderátorových proměnných lze rozřadit do několika hlavních skupin:

- Vlastnosti dat - rozdíly v typu dat (průřezová data, časové řady či panelová data), původu dat (stejná databáze) či jejich četnosti (denně, měsíčně či ročně)
- Specifikace a odhad původního modelu - především proměnné zachycující metodologickou heterogenitu
- Publikační charakteristiky - počet citací, vlastnosti autora (příslušnost k instituci, pohlaví) a zda jde o studii publikovanou či ne

Kompletní meta-analýza by měla obsahovat zdůvodnění pro výběr vysvětlujících proměnných, obhajobu vyřazení jednotlivých studií v průběhu kódování a nejlépe i souhrnný list studií, které prošly procesem kódování, včetně nejdůležitějších charakteristik, tj. velikosti efektu a standardní odchylky.

2.4 Předběžná analýza dat

Následujícím krokem je předběžná analýza, jejímž cílem je seznámit se s daty získanými během procesu kódování, odhalit případné chyby a motivovat výběr vhodného meta-regresního modelu. Nejčastěji používanými nástroji předběžné analýzy jsou grafy, vážené průměry a statistické testy. Trychtýřový graf je účinnou pomůckou k odhalení publikační selektivity a outlierů, proto by neměl v meta-analýze chybět. Dále by meta-analytik neměl opomenout porovnání průměrné velikosti efektu s váženým průměrem. Nechtě b_1, b_2, \dots, b_L jsou odhady velikosti efektu jednotlivých studií a v_1, v_2, \dots, v_L jejich odhady rozptylu. Potom vážený průměr velikosti efektu spočítáme jako:

$$\bar{b} = \sum_{j=1}^L w_j b_j \quad j = 1, 2, \dots, L \quad (2.3)$$

kde w_j jsou váhy dané vztahem

$$w_j = \frac{\frac{1}{v_j}}{\sum_{j=1}^L \frac{1}{v_j}}$$

Vážený průměr (respektive použitá váha) se bude lišit v závislosti na tom, jaký teoretický koncept k jeho spočítání použijeme. Nejjednodušší přístup ke kombinování regresních koeficientů z různých studií předpokládá, že „opravdová“ hodnota zkoumaného parametru je jen jedna a všechny empirické studie poskytují odhady tohoto parametru. Literatura na něj odkazuje jako na model fixního efektu (FES) (Poot, 2013, pp. 4-5). Oproti tomu model náhodných efektů (RES) je postaven na předpokladu, že velikost efektu se pro jednotlivé populace liší, a proto každá studie odhaduje trochu jiný efekt. Snažíme se tedy odhadnout střední hodnotu distribuce efektu. Podrobněji se odvozením a rozdíly mezi FES a RES metodou zabývám v sekci 2.7, předběžná analýza by však měla obsahovat FES i RES vážený průměr nehledě na to, který považujeme v dané situaci za vhodnější. Grafy a průměry můžeme doplnit statistickými testy (např. Q-testem homogenity a I-testem korelace odhadů velikosti efektu) a souhrnnými statistikami vysvětlujícími proměnných.

2.5 Meta-regresní analýza

Cíl meta-analýzy byl zvolen již na počátku. Abychom ho mohli realizovat, je třeba vybrat jeden či více vhodných meta-regresních modelů a provést meta-regresi samotnou. V rámci tzv. analýzy citlivosti můžeme experimentovat s meta-regresními modely či vyzkoušet různé kombinace vysvětlujících proměnných. Například Stanley & Doucouliagos (2007) používá „general to specific“ přístup, kdy nejprve použije všechny vysvětlující proměnné a ty, které jsou nesignifikantní, v následné meta-regresi vynechá. Jindy nás může zajímat určitá podmnožina vzorku viz Nelson (2013), který z vzorku cenových elasticit alkoholu zkoumá jen elasticitu piva.

Výběr vhodného meta-regresního modelu souvisí především s vlastnostmi dat a cílem meta-analýzy, neboť by měl poskytnout rámec pro daný cíl a interpretaci odhadovaných statistik. Meta-analýzu nejvíce ohrožují následující problémy, jimž je věnována druhá část této kapitoly:

- Heteroskedasticita
- Heterogenita
- Korelace mezi jednotlivými odhady
- Publikační selektivita

Výběr vhodného modelu bude záležet právě na tom, jak si poradí s těmito výzvami.

2.6 Heteroskedasticita

Jelikož primární studie mohou využívat rozdílná data, velikost vzorku a nezávislé proměnné, máme důvod domnívat se, že se rozptyly odhadů budou lišit (Stanley & Jarrell, 1989, p. 304). Abychom si poradili s heteroskedasticitou meta-regresních disturbancí, vydělíme rovnici (2.2) standardní odchylkou b_j , Se_j , a dostaneme rovnici:

$$t_j = \frac{b_j}{Se_j} = \frac{\beta}{Se_j} + \sum_{k=1}^K \frac{\alpha_k Z_{jk}}{Se_j} + \frac{e_j}{Se_j} \quad j = 1, 2, \dots, L. \quad (2.4)$$

V důsledku častého používání WLS metody k odhadu předešlé rovnice si pozornost meta-analytiků získala právě t-statistika, jejíž výhodou je bezrozměrnost,

a tedy i snadná srovnatelnost, jak píše Stanley & Jarrell (1989, p. 304). WLS však není jediným možným řešením heteroskedasticity, neboť alternativou jsou Whiteovy či Huber-Whiteovy standardní odchylky.

2.7 Heterogenita

Primární studie většinou neodhadují úplně stejný efekt, který se může měnit v závislosti na lokaci, čase či použitých metodách, specifikacích modelu a vysvětlujících proměnných daných teorií. Meta-analytik se často snaží různorodost výsledků vysvětlit pomocí moderátorových proměnných, jež pečlivě vybral a zakódoval. Nelson & Kennedy (2009, p. 348) uvádí dvě základní příčiny heterogenity, faktickou a metodologickou. Faktická heterogenita souvisí s reálnými rozdíly v efektech mezi studii. Například cenová elasticita benzínu se může lišit v krátkém a dlouhém období či být různá v Evropě v porovnání s USA. Metodologická heterogenita je důsledkem používání různých metod odhadu a vysvětlujících proměnných v primárních studiích. Pokud si nejsme jisti přítomností heterogenity, můžeme použít již zmiňovaný Q-test ve tvaru

$$Q = \sum_{i=1}^K \frac{(b_i - \bar{b}_{FE})^2}{v_i}$$

Jestliže Q je větší než horní kritická hodnota χ^2 s K-1 stupni volnosti, pozorovaný rozptyl velikostí efektu je znatelně větší, než bychom předpokládali v případě, že všechny studie sdílejí stejnou velikost skutečného efektu. Nevýhodou Q-testu je jeho malá síla a fakt, že v případě velkého vzorku je vysoce pravděpodobné, že dojde k odmítnutí nulové hypotézy (homogenity). Proto některé studie využívají tzv. model ANOVA, F-test sdružené signifikance regresorů viz např. Dalhuisen *et al.* (2001).

2.7.1 Nulová heterogenita

Nejprve předpokládejme, že všechny studie odhadují stejný efekt a metody používané různými studii se neliší. Obecný model znázorňující tento příklad bude mít tvar

$$\tilde{\beta}_i = \beta_i + e_i, \quad (2.5)$$

kde $\tilde{\beta}_i$ je odhad v i-té primární studii ($i=1, \dots, N$), β_i je hodnota skutečného efektu a e_i je chyba. Předpokládáme, že chyba má normální rozdělení s nu-

lovým průměrem a rozptylem σ_i^2 . V tomto jednoduchém FES modelu jednotlivé odhady sdílí společnou fixní hodnotu skutečného efektu $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta$. Neznáme-li hodnoty rozptylu odhadů v primárních studiích a nemůžeme-li je nahradit například velikostmi vzorků, jsme nuceni přiřadit každému pozorování stejnou váhu. Máme-li hodnoty rozptylů či jejich aproximací k dispozici, můžeme spočítat vážený průměr pomocí FES dle doporučení v sekci 2.4. Případ nulové heterogenity je relativně nezájímavý pro ekonomy, neboť heterogenita je nepochybně přítomna v téměř všech souborech dat pro meta-analýzu. Nicméně tyto průměry mohou být užitečné jako předběžné odhady za účelem seznámení se s daty či jako prostředek k odhalení outlierů (Nelson & Kennedy, 2009, p. 352).

2.7.2 Nevysvětlitelná heterogenita

Domníváme-li se, že data jsou heterogenní (ať už *a priori* či na základě Q-testu), ale heterogenita není vysvětlitelná pomocí regresorů, doplníme rovnici (2.4) o $\beta_i = \alpha_0 + u_i$, kde α_0 je průměrný výsledek mezi studii a u_i chyba s nulovým průměrem a rozptylem τ^2 . Výsledná rovnice v tomto RES modelu je tedy dána jako

$$\tilde{\beta}_i = \alpha_0 + u_i + e_i, \quad (2.6)$$

kde chyby u_i a e_i jsou vzájemně nezávislé. Hodnota rozptylu mezi studii τ^2 může být odhadnuta a hodnota RES rozptylu každého primárního pozorování je dána jako $v_i^2 = \sigma_i^2 + \tau^2$. Použitím inverzních hodnot těchto rozptylů jako vah dostaneme již zmiňovaný RES vážený průměr (Nelson & Kennedy, 2009, pp. 352-353).

Ačkoliv případ nevysvětlitelné heterogenity je v ekonomii vzácný, protože možné zdroje heterogenity jsou většinou zřejmé, RES vážený průměr je stejně jako FES vážený průměr užitečné spočítat, abychom se seznámili s daty, neboť aritmetický průměr, který nezohledňuje přesnost odhadů, je málokdy spolehlivým měřítkem. FES a RES vážené průměry se samozřejmě trochu liší. Váhy u RES modelu jsou rovnoměrnější díky přítomnosti rozptylu mezi studii τ^2 , který je pro všechny studie stejný. Proto je relativní váha velkých studií menší u RES modelu než u FES. Interval spolehlivosti budou opět širší u RES modelu (Borenstein *et al.*, 2010). Nelson (2013, p. 9) zmiňuje očividný rozdíl mezi FES a RES váženými průměry jako možný indikátor publikační selektivity, neboť méně přesné odhady mají větší váhu v RES modelech, které vyjadřují nepozorovatelnou heterogenitu. Ve prospěch RES modelu nicméně argumentuje tím, že v

typické meta-analýze v ekonomii je obsaženo značné množství nepozorovatelné heterogenity, která je nedílnou součástí RES modelu.

2.7.3 Vysvětlitelná heterogenita

V případě vysvětlitelné heterogenity se vracíme k základnímu meta-regresnímu modelu (2.2). Skutečnost, že k vysvětlení rozdílných výsledků primárních studií můžeme použít regresory, vyjadřuje rovnice $\beta = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i1} + \dots + \alpha_K x_{iK}$, kde (x_{i1}, \dots, x_{iK}) je vektor moderátorových proměnných, $(\alpha_1, \dots, \alpha_K)$ neznámé parametry ($K < N$) a α_0 intercept. Následující model tedy nazýváme FES meta-regresním modelem na základě předpokladu, že $\beta = \beta_i$:

$$\tilde{\beta}_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i1} + \dots + \alpha_K x_{iK} + e_i, \text{ kde } e_i = \tilde{\beta}_i - \beta \text{ pro } i = 1, \dots, N. \quad (2.7)$$

Poněvadž většina vysvětlujících proměnných je specifikována jako dummy proměnné, intercept α_0 lze interpretovat jako očekávanou velikost efektu v případě, kdy všem dummy proměnným přiřadíme hodnotu nula (Nelson & Kennedy, 2009, pp. 353-354).

2.7.4 Částečně vysvětlitelná heterogenita

Není reálné předpokládat, že meta-analýza vysvětlí veškerou variaci v rámci primárních dat. Nelson & Kennedy (2009) ve svém výzkumu 130 meta-analýz ukazuje, že střední hodnota upraveného (adjusted) R^2 je 0,45 (což má k dokonalosti daleko). Toto očekávání může být modelováno jako $\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i1} + \dots + \alpha_K x_{iK} + u_i$, kde u_i je chyba s normálním rozdělením, nulovým průměrem a rozptylem τ^2 . Dosazením této rovnice do (2.5) dostaneme následující regresní model smíšených efektů (MES):

$$\tilde{\beta}_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i1} + \dots + \alpha_K x_{iK} + u_i + e_i, \quad (2.8)$$

kde chyby u_i a e_i jsou vzájemně nezávislé a rozptyl kombinované chyby je $v_i^2 = \sigma_i^2 + \tau^2$. MES model může být odhadnut pomocí GLS s převrácenými hodnotami rozptylu v_i^2 jako váhami. MES model znázorňuje dodatečnou nejistotu spojenou s relevantní populací a umožňuje určit, jaké množství celkové variace může být vysvětleno a jaké množství závisí na náhodě (Nelson & Kennedy, 2009, pp. 354-355).

2.8 Korelace mezi odhady

Většina empirických studií v ekonomii uvádí několik různých odhadů zkoumaného parametru. Studie publikující více odhadů tedy mají větší vliv na konečný výsledek, odhady budou zkreslené stejně jako jejich standardní odchylky. Problematika korelace odhadů je však ještě o něco komplikovanější. Když autoři primárních studií používají stejná data k odhadu různých modelů v jiných publikacích nebo různí výzkumníci používají stejná či velice podobná data, dochází také k závislosti mezi studii (Nelson, 2013, p. 6). Ačkoliv závislost mezi studii je většinou dostatečně modelována skrze moderátorové proměnné, závislost uvnitř studií obvykle ne (Florax, 2002, p. 21). Existují dva základní přístupy, jak se s korelací mezi odhady vypořádat. První možností je používat jeden či dva odhady na studii. Nelson (2013, p. 6) ve své práci používá autorem preferovaný odhad a k němu přidává druhý, který se od prvního významně liší v důsledku použití různých specifikací a metod. Protože rozsah odhadů, který je výsledkem analýzy citlivosti dané studie, většinou ukrývá informace o robustnosti výsledků zkoumání, je vhodnější využít co nejvíce odhadů. Mezi pokročilé ekonometrické modely, které dokážou řešit problematiku korelace mezi odhady, patří modely využívající panelová data, shluková analýza a víceúrovňové modely.

Interpretováním každé studie (nebo skupiny pozorování) jako panelu pozorování získáváme možnost využít software pro panelová data. Protože počet pozorování se pro jednotlivé skupiny liší, primární data budou tvořit nevyvážený panel, který bude nevyhnutelně trpět heteroskedasticitou. Mezi výhody modelování panelových dat patří možnost odhadnout model fixního efektu, který není dostupný v rámci víceúrovňového softwaru. Navíc většina výzkumníků v oblasti ekonometrie je dobře obeznámena s prací s panelovými daty. S využitím panelových dat jsou však spojeny i mnohé nevýhody. Například model fixního efektu, který je ústřední motivací pro využití panelových dat, používá pro každou skupinu fixní intercept, proto by každá skupina měla obsahovat několik pozorování. Z tohoto důvodu by meta-analytik musel vytvářet skupiny po 2 a více odhadech i v případě, kdy studie uvádí jen jeden odhad. Dále není možné odhadnout vliv vysvětlující proměnné na celkový efekt, pokud je tato proměnná konstantní v rámci panelu, což je v případě většinového použití dummy proměnných závažný problém. Je tedy otázkou, zda se tento přístup k řešení korelace mezi odhady vyplatí používat (Nelson & Kennedy, 2009, pp. 357-359).

Alternativou je využití tzv. hierarchických neboli víceúrovňových modelů. Úpravou regresního modelu smíšených efektů (2.8) dostaneme následující víceúrovňový model smíšených efektů:

$$\tilde{\beta}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{ij1} + \dots + \alpha_K x_{ijK} + u_i + e_{ij}, \quad (2.9)$$

kde $\tilde{\beta}_{ij}$ představuje j-tý odhad získaný z i-té studie. Intercept i-té studie je tedy dán jako $\alpha_0 + u_i$, takže existuje závislost mezi odhady v rámci jedné studie či skupiny (definované například na základě stejného autora či primárních dat). Nevýhodou je možná korelace mezi heterogenitou reprezentovanou náhodnými intercepty a vysvětlujícími proměnnými, jejímž důsledkem může být zkreslenost jednotlivých odhadů. Tato korelovanost je bohužel v ekonomii běžná. V případě, že to není důležité pro naši meta-analýzu nebo nás hodnota zkreslených koeficientů nezajímá, problém je vyřešen. Není-li tomu tak, můžeme buď využít již zmíněný model s panelovými daty, anebo provést regresi pomocí shlukové analýzy (cluster analysis). Doucouliagos & Stanley (2009) a Havranek *et al.* (2012) používají OLS se standardní chybou upravenou pro korelaci ve skupině (clustered OLS) v rámci kontroly robustnosti.

2.9 Publikační selektivita

Pokud provádíme meta-analýzu, neměli bychom opomenout jednu z vážných hrozeb pro empirickou ekonomii – publikační selektivitu. K publikační selektivitě dochází, pokud editoři, recenzenti nebo výzkumníci dávají přednost výsledkům, které jsou statisticky signifikantní nebo konzistentní s vědeckou teorií (Stanley, 2005). Jestliže výsledky, které odporují teorii nebo jsou nesignifikantní, zůstanou „uložené v šuplíku“, poněvadž jsou považovány za méně informativní, dostupná literatura bude tímto faktem ovlivněna.

V přítomnosti publikační selektivity mají studie s menším vzorkem dat výraznou nevýhodu při dosahování statistické signifikance. Protože standardní odchylky jsou dle očekávání větší v menších vzorcích, budou mít studie pracující s menším vzorkem sklon hledat takovou specifikaci, která vyprodukuje dostatečně velké odhady. Studie využívající větší vzorky dat budou mít hledání snazší, takže budou mít tendenci uvádět menší nestandardizované efekty.

K nedorozumění při snaze identifikovat publikační selektivitu může dojít, pokud je velikost zkoumaného efektu nulová. Například absenci vztahu mezi t-statistikou a stupni volnosti studie můžeme považovat za rys publikační se-

lektivity, ale dá se vysvětlit i jinak - právě neexistencí skutečného efektu, jak ukazují Stanley (2005).

2.9.1 Trychtýřový graf

Trychtýřový graf je osový diagram znázorňující přesnost empirického odhadu na svislé ose a velikost nestandardizovaného odhadu velikosti efektu (např. elasticity) na horizontální ose. Jako měřítko přesnosti se nejčastěji používá převrácená hodnota standardní odchylky, alternativou je velikost vzorku či odmocnina z velikosti vzorku.

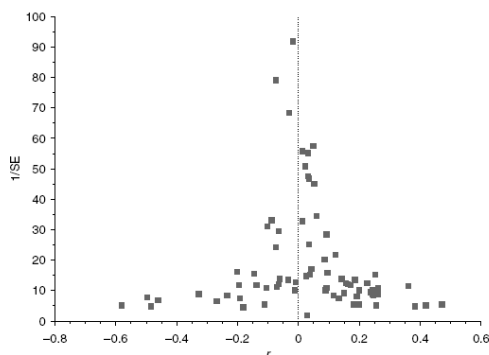
V nepřítomnosti publikační selektivity budou odhady náhodně a symetricky rozmístěny okolo skutečného efektu neohledě na jeho velikost (Stanley, 2005). Jeho tvar by měl připomínat převrácený trychtýř, neboť přesnější odhady se budou přibližovat skutečnému efektu, zatímco ty méně přesné nalezneme rozptýlené ve spodní části grafu.

Publikační selektivita se může na tvaru trychtýřového grafu projevit několika způsoby. Je-li skutečný efekt blízký nule a preferovány jsou jakékoli signifikantní výsledky, bude graf dutý a širší. Nebudou-li publikovány výsledky nekonzistentní s konvenční teorií, graf bude pravděpodobně asymetrický. Asymetrie trychtýřového grafu však neimplikuje přítomnost publikační selektivity, alternativním vysvětlením může být např. systematická heterogenita (Stanley & Doucouliagos, 2010). Obrázek 2.1 znázorňuje souměrný trychtýřový graf naznačující, že literatura zabývající se o vliv odborů na produktivitu je publikační selektivitou zkreslena minimálně. Naopak obrázek 2.2 zobrazuje asymetrický graf, jehož chybějící pravá část vykazuje známky preference negativních odhadů elasticity vody konzistentních se „zákonem poptávky“.

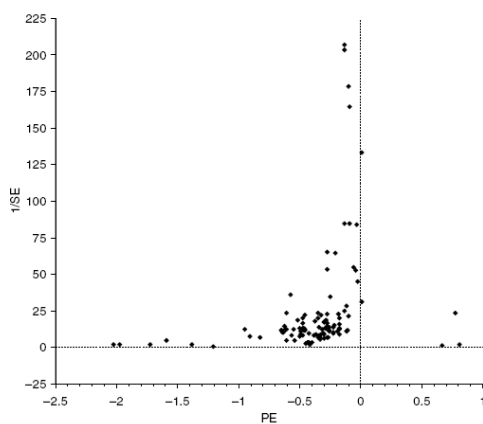
2.9.2 Galbraithův graf

Důsledkem preferování statisticky signifikantních výsledků bude nadměrné množství publikovaných t-statistik. Statistika $|\frac{efekt_i - TE}{SE_i}|$ by neměla přesáhnout hodnotu 1,96 více než v 5% případů. TE je skutečný efekt, který můžeme odhadnout FAT nebo FAIVE metodou po očištění od publikační selektivity nebo užitím trychtýřového grafu ke zjištění odpovídajícího rozsahu hodnot, které mohou být konzistentní s TE. Galbraithův graf je osový diagram znázorňující standardizovaný efekt (často t-statistika) oproti přesnosti. Odvodit ho lze z trychtýřového grafu otočeného o 90°, který je očištěn o heteroskedasticitu $\frac{efekt_i}{SE_i}$. Pokud je

Obrázek 2.1: Trychtýřový graf, vliv odborů na produktivitu (korelace)
(Stanley, 2005)

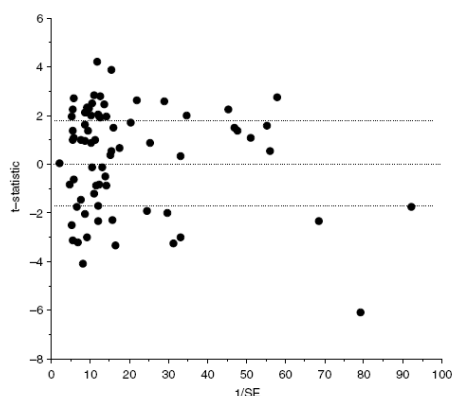


Obrázek 2.2: Trychtýřový graf, cenová elasticita poptávky po vodě
(Stanley, 2005)



skutečný efekt nulový, jednotlivé body by měly být náhodně rozmístěny okolo nuly bez jakéholiv vztahu k přesnosti. Pokud bychom tedy předpokládali, že vliv odborů na produktivitu práce je nulový, jen 5% studií z obrázku 2.1 by mělo uvádět t-statistiku přesahující hodnotu $|2|$. Obrázek 2.3 nicméně ukazuje, že téměř polovina t-statistik je vyšší než tato kritická hodnota (Stanley, 2005). Pravděpodobnost, že jde o vliv publikační selektivity, je nezanedbatelná.

Obrázek 2.3: Galbraithův graf, vliv odborů na produktivitu (Stanley, 2005)



2.9.3 FAT-PET: Testy publikační selektivity

Grafy jsou užitečnou a názornou pomůckou k seznámení se s daty, jejich interpretace je však subjektivní. Proto meta-analýza nabízí formální testy, které dokážou identifikovat publikační selektivitu a odhalit existenci skutečného efektu. Standardním modelem publikační selektivity je jednoduchá meta-regresní analýza (MRA) s odhadem efektu v dané studii jako vysvětlovanou proměnnou a jeho standardní odchylkou sloužící jako regresor:

$$efekt_i = \gamma_1 + \gamma_0 Se_i + \varepsilon_i. \quad (2.10)$$

V nepřítomnosti publikační selektivity budou jednotlivé efekty náhodně rozmístěny okolo γ_1 (skutečného efektu), ale bude-li publikační selektivita přítomna, bude korelována se standardní odchylkou. Předcházející rovnici je třeba očistit od heteroskedasticity, stejně jako rovnici (2.4) ji tedy odhadneme pomocí WLS:

$$t_i = \frac{efekt_i}{Se_i} = \gamma_0 + \gamma_1 \frac{1}{Se_i} + e_i. \quad (2.11)$$

Rovnice (2.11) nyní může být odhadnuta pomocí OLS a sloužit jako test trychtýřové asymetrie (FAT) a test přesnosti efektu (PET) (Stanley, 2008, p.108). Testování hypotézy $H_0:\gamma_0=0$ nám tedy umožňuje formálně testovat trychtýřovou asymetrii a zamítnutí nulové hypotézy lze pojmout jako důkaz publikační selektivity, není však úplně spolehlivý. Kromě jeho malé síly je znám svou vychýleností, neboť samotná směrodatná odchylka je odhadnuta v primární studii. Tento problém můžeme vyřešit pomocí instrumentální proměnné, která bude silně korelována se směrodatnou odchylkou, ale není sama odhadována. Vhodnou instrumentální proměnnou může být například velikost vzorku či stupně volnosti (Stanley, 2005, pp. 322-323). FAT využívající instrumentální proměnnou se nazývá FAIVE či FAIVEHR test v závislosti na tom, zda používá metody odhadu konzistentní s heteroskedasticitou.

Testováním hypotézy $H_0:\gamma_1=0$ můžeme zjistit, zda je v literatuře přítomen skutečný efekt nehledě na velikost publikační selektivity. Zamítneme-li nulovou hypotézu, skutečný efekt by měl být přítomen. Slabostí testu je fakt, že v případě silného zkreslení v důsledku špatné specifikace téměř vždy identifikuje přítomnost skutečného efektu (Stanley, 2008).

PET nám každopádně nepomůže odhalit velikost skutečného efektu. Stanley & Doucouliagos (2007) doporučují využití Heckmanovy regrese, podle níž je vztah mezi standardní odchylkou a publikační selektivitou kvadratický. FAT test tedy můžeme upravit následujícím způsobem:

$$t_i = \gamma_0 Se_i + \gamma_1 \frac{1}{Se_i} + e_i. \quad (2.12)$$

2.9.4 Meta-regresní modely a publikační selektivita

Princip, na němž je postaven FAT test, můžeme využít k následujícím úpravám modelů (2.2) a (2.4):

$$b_j = \beta + \beta_0 S e_j + \sum_{k=1}^K \alpha_k Z_{jk} + e_j \quad j = 1, 2, \dots, L \quad (2.13)$$

$$t_j = \beta_0 + \beta \left(\frac{1}{S e_j} \right) + \sum_{k=1}^K \frac{\alpha_k Z_{jk}}{S e_j} + v_j \quad j = 1, 2, \dots, L. \quad (2.14)$$

Model tedy bere v úvahu heteroskedasticitu a zároveň i možnou přítomnost publikační selektivity. Nahradíme-li β_0 socioekonomickým procesem $\beta_0 + \sum_{i=1}^I \gamma_i S_{ji}$, dostaneme obecný model pro publikační selektivitu:

$$t_j = \beta_0 + \sum_{i=1}^I \gamma_i S_{ji} + \beta \left(\frac{1}{S e_j} \right) + \sum_{k=1}^K \frac{\alpha_k Z_{jk}}{S e_j} + v_j \quad j = 1, 2, \dots, L, \quad (2.15)$$

kde S je vektor socio-ekonomických proměnných, o nichž si myslíme, že mají vliv na publikační selektivitu a Z vektor ostatních proměnných, které ovlivňují velikost samotného efektu (Stanley *et al.*, 2008).

2.10 Výhody a nevýhody meta-analýzy

Obecným cílem meta-analýzy je syntéza vědeckých poznatků o daném tématu. Těžko se proto vyhneme srovnání s popisnými studiemi, jejichž cíl je stejný. Navzdory různým cestám k dosažení cíle řeší popisné studie a meta-analýzy podobné problémy. Mají k dispozici jen publikované a dohledatelné studie. Musí se rozhodovat, které charakteristiky studií (moderátorové proměnné) jsou pro ně relevantní a vyrovnat se s existencí publikační selektivity. Pokud jsou všechny studie založené na špatném předpokladu, selhává jak meta-analýza, tak popisné studie (Stanley, 2001).

Narativní studie jsou nevyhnutelně subjektivní, meta-analýza je založena na statistických metodách, proto se výše zmíněné problémy snaží řešit pomocí grafů, testů a regresních modelů. Validita meta-analýzy proto kriticky závisí na nalezení vhodných způsobů, jak se vypořádat se svými metodologickými slabostmi (Florax, 2002, p. 20). Meta-analytici však používají čím dál tím častěji moderní metody, které berou slabosti meta-analýzy v úvahu. A ačkoliv meta-

analýza dokáže pracovat i s malým vzorkem odhadů, její hlavní síla spočívá ve schopnosti zpracovávat velké soubory dat, což může být její největší výhoda ve světě exponenciálního růstu počtu empirických studií.

Kapitola 3

Vlastní meta-analýza cenové elasticity poptávky po vodě

Praktická část bakalářské práce je věnována meta-analýze cenové elasticity residenční poptávky po vodě. Úvodní sekce je shrnutím dosavadní literatury týkající se residenční poptávky po vodě. Následuje seznámení s daty, představení použitého modelu, testy identifikující publikační selektivitu a velikost cenové elasticity a nakonec vysvětlení variace mezi jednotlivými studii.

3.1 Poptávka po vodě

Voda odjakživa patří mezi nejdůležitější přírodní zdroje a v důsledku populačního růstu, rostoucích nákladů na infrastrukturu, hrozby globálního oteplování a zmenšujících se zásob se její hodnota neustále zvyšuje (Worthington & Hoffman, 2008). Klíčem k dosažení co nejefektivnější alokace vody je detailní znalost reakce spotřebitelů na změnu ceny, která je hlavním nástrojem řízení poptávky. Proto se značné množství empirických studií věnuje odhadu cenové elasticity residenční poptávky po vodě. Empirické odhady se však liší v závislosti na populačních a místních charakteristikách, rozdílech v tarifových systémech a chybných specifikacích ekonometrických modelů (Dalhuisen *et al.*, 2003, p.292). O shrnutí dostupné literatury a identifikaci nejdůležitějších faktorů ovlivňujících residenční poptávku po vodě se pokusilo již několik popisných studií (např. Arbues *et al.* (2003) a Worthington & Hoffman (2008)) a dvě meta-analýzy (Espey *et al.* (1997) a Dalhuisen *et al.* (2003), na kterou chci v této práci navázat).

Použití ceny k řízení poptávky po vodě se stává předmětem rostoucího zájmu mezi ekonomy, kteří se snaží zjistit, jaký efekt mají různé typy tarifů na poptávku, a tedy odhadnout cenovou elasticitu. Klasický ekonometrický model má tvar $Q_D = f(P, Z)$, kde Q_D je spotřebované množství vody, P vyjadřuje cenu vody a Z ostatní nezávislé proměnné jako příjem, velikost domácnosti či místní charakteristiky, např. množství srážek či teplotu (Arbues *et al.*, 2003, p.83).

Poptávka po vodě je regulována převážně pomocí tarifů. Nejjednodušším způsobem, jak nastavit cenu, je fixní poplatek nezávislý na spotřebě. Mnohem častější je ale kombinace poplatku fixního a proměnlivého, který může být buď uniformní,

rostoucí či klesající. V případě uniformního tarifu je cena za jednotku vody konstantní nezávisle na objemu spotřeby. Pokud se cena za dodatečnou jednotku liší, jakmile spotřeba přesáhne určitou hodnotu, mluvíme o tarifu nelineárním, který je charakterizován sekvencí marginálních cen pro různé spotřební bloky. Tyto blokové ceny mohou být rostoucí, pokud v každém následujícím bloku spotřeby dochází ke zvýšení ceny, nebo naopak klesající. Z pohledu efektivity se může klesající bloková cena zdát výhodnější, na druhou stranu je voda považována za vzácný zdroj a klesající blokové ceny nejsou podnětem k šetření, naopak vybízejí k nadměrné spotřebě. Zároveň mohou být nepřijatelné ze sociálního hlediska, neboť penalizují domácnosti s nízkou spotřebou, tj. chudé (Arbues *et al.*, 2003, p.82). Rostoucí tarif by měl být obecně přijatelnější v rámci zachování sociální rovnosti, musí však být implementován opatrně, lehce totiž může dojít právě k penalizaci chudých domácností, kde velký počet lidí sdílí připojení k vodnímu zdroji.

Ekonomové, kteří modelují poptávku po vodě, se již několik desetiletí snaží dosáhnout konsensu v otázce cenové specifikace. Ačkoliv dle teorie by měla být použita marginální cena (cena poslední spotřebované jednotky), často bývá preferována cena průměrná. Obhájci průměrné ceny argumentují, že domácnosti jsou jen zřídka dostatečně informovány o cenové struktuře, a proto budou reagovat na průměrnou cenu a nikoliv marginální (Nauges & Berg, 2009, p.539). Alternativní řešení prezentoval ve své práci na téma poptávky po elektrické energii Taylor (1975), který navrhl použití dvou cenových proměnných. Na něj navázal Nordin (1976) se svým konceptem rozdílové proměnné, kterou používá jako doplněk ceny marginální. Definoval ji jako rozdíl celkových výdajů na spotřebu a ceny, kterou by spotřebitel zaplatil, pokud by všechna spotřebovaná voda byla konzumována za marginální cenu. Shin (1985) ve své studii ukázal, že v přítomnosti klesajících blokových cen spotřebitel reaguje spíše na průměrnou cenu, k čemuž využil kombinaci průměrné a marginální ceny, tzv. vnímanou cenu.

„Další problém týkající se specifikace se vztahuje k možnosti pohybu spotřebitelů mezi jednotlivými cenovými bloky“ (Arbues *et al.*, 2003, p.95, vlastní překlad). Hewitt & Hanemann (1995) proto aplikovali dvoufázový model používaný v literatuře zkoumající nabídku práce, jehož úkolem je poradit si s nespojitostí (diskrétností) reakcí domácností na cenové bloky. Nejprve je vybrán blok a poté je s ohledem na spojitost zvoleno množství spotřeby v rámci bloku.

Právě zjištění vlivu výše popsaného DCC (diskrétně-spojitého) modelu na odhad cenové elasticity vody byl jedním z hlavních cílů meta-analýzy Dalhuisen

et al. (2003), podle které studie používající tento model uvádějí vyšší absolutní hodnotu cenové elasticity. Zmiňovaná meta-analýza navíc dokázala, že elasticita bude ovlivněna cenovou specifikací a místním tarifem. Přítomnost rostoucích blokových cen a použití jiné ceny než marginální (průměrné či Shinovy) bude mít opět za následek vyšší hodnotu elasticity.

3.2 Data

První meta-analýza na téma cenové elasticity residenční poptávky po vodě (Espey *et al.* (1997)) pracovala se vzorkem 124 odhadů. V navazující práci (Dalhuisen *et al.* (2003)) byl původní vzorek rozšířen na 51 studií s 314 odhady. Ani jedna z předchozích analýz nevyužívala znalost standardní odchylky, která je však zcela zásadní pro víceúrovňový model smíšených efektů preferovaný v mé práci. Studie, u nichž se nepodařilo dohledat standardní odchylku cenové elasticity či jinou statistiku, z níž by se dala odvodit (t-statistika či p-hodnota), musely být ze vzorku vyřazeny. Pomocí databází EconLit a Google Scholar byly vyhledávány nové studie (počínaje rokem 2000). Výsledný vzorek obsahuje 31 prací a 135 odhadů, z nichž pouze 40 bylo převzato z původních meta-analýz. Seznam použitých studií doplněný o základní informace (rok, počet odhadů ve studii, odkud data pochází, zda byla součástí datasetu v předchozí meta-analýze a zda byla publikována) je uveden v tabulce A.1.

Tabulka 3.1: Souhrnné statistiky

	průměr	medián	minimum	maximum
Elasticita	-0,278	-0,265	-1,33	3,196
Počet odhadů ve studii	4,355	3	1	36

Dalhuisen *et al.* (2003, p.295) ve své studii uvádí průměrnou hodnotu elasticity -0,41 a medián -0,35. Její nižší průměrná hodnota v mé práci může být následkem zanedbatelného podílu dlouhodobých elasticit v novém datasetu. Elasticity jsou totiž pro dlouhé období často odvozovány a není publikována jejich standardní odchylka. Zároveň bylo dokázáno, že dlouhodobé elasticity dosahují v průměru vyšších hodnot. Spočítány byly FES a RES vážené průměry, jejichž hodnoty se téměř neliší (-0,246 a 95% konfidenční interval CI = (-0,248, -0,245) pro FES, -0,235 a CI = (-0,267, -0,204) za použití RES metody).

3.3 Víceúrovňový model smíšených efektů

Jak již bylo vysvětleno v sekci 2.8, v případě použití více odhadů z jedné studie je třeba aplikovat vhodný model, který si poradí se závislostí mezi jednotlivými odhady a zároveň bere v úvahu heteroskedasticitu i publikační selektivitu. Nejprve pomocí testu trychtýřové asymetrie zjistíme, jestli je v literatuře na téma cenové elasticity residenční poptávky po vodě přítomna publikační selektivita a zda existuje skutečný efekt, k čemuž bude využita následující úprava víceúrovňového modelu smíšených efektů:

$$t_{ij} = e_0 \cdot 1/Se(e_{ij}) + \beta_0 + \zeta_j + \epsilon_{ij} \quad (3.1)$$

$$\zeta_j | Se(e_{ij}) \sim N(0, \psi), \quad \epsilon_{ij} | Se(e_{ij}), \zeta_j \sim N(0, \theta),$$

kde i a j znázorňují indexy pro odhad a studii. Celková chyba (ξ_{ij}) se skládá z náhodné chyby studie (ζ_j) a disturbance odhadu (ϵ_{ij}). Protože obě dílčí složky jsou nezávislé, platí: $\text{Var}(\xi_{ij}) = \psi + \theta$, kde ψ označuje rozptyl uvnitř studie a θ rozptyl mezi studii. Když se ψ blíží nule, přínos z použití víceúrovňového modelu místo OLS je zanedbatelný (Havranek & Irsova, 2010, p.11).

Stanley & Doucouliagos (2007) argumentují, že závislost mezi standardní odchylkou a publikační selektivitou je kvadratická (tzv. Heckmanova meta-regrese). Velikost skutečného efektu tedy budeme moci odhadnout, pokud upravíme rovnici 3.1 následujícím způsobem:

$$t_{ij} = e_0 \cdot 1/Se(e_{ij}) + \beta_0 Se(e_{ij}) + \zeta_j + \epsilon_{ij} \quad (3.2)$$

$$\zeta_j | Se(e_{ij}) \sim N(0, \psi), \quad \epsilon_{ij} | Se(e_{ij}), \zeta_j \sim N(0, \theta),$$

Abychom nakonec mohli zkoumat heterogenitu a vysvětlit variaci mezi jednotlivými odhady, použijeme víceúrovňový model smíšených efektů v této formě:

$$t_{ij} = e_0 \cdot 1/Se(e_{ij}) + \beta_0 + \beta x'_{ij} \cdot 1/Se(e_{ij}) + \zeta_j + \epsilon_{ij}, \quad (3.3)$$

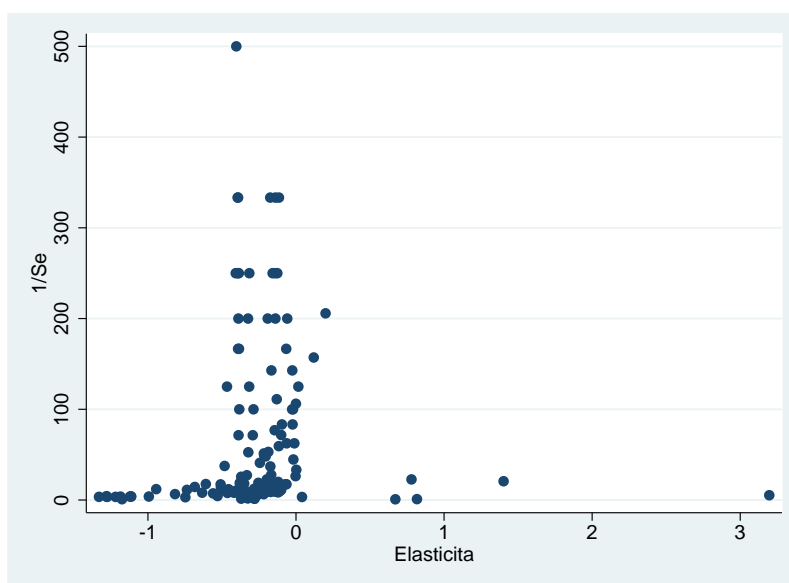
kde $x_{ij} = (x_{1ij}, \dots, x_{pij})$ je vektor vysvětlujících proměnných, $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_p)$ vektor příslušných regresních koeficientů a předpoklady exogenity jsou $\zeta_j | Se(e_{ij})x_{ij} \sim N(0, \psi)$ a $\epsilon_{ij} | Se(e_{ij}), x_{ij}, \zeta_j \sim N(0, \theta)$. Zde je e_0 závislé na x , takže představuje skutečný efekt v případě, že $x_{ij} = 0$ (Havranek & Irsova, 2010, p.20). V teoretické části této práce jsem zmínil, že může dojít ke zkreslení jednotlivých odhadů v případě porušení předpokladu exogenity. Proto bude v

rámci kontroly robustnosti použit OLS se standardní chybou upravenou pro korelaci ve skupině (clustered OLS). Nebudou-li se odhady získané s pomocí víceúrovňového modelu a OLS příliš odlišovat, nedojde k vážnému porušení předpokladu exogenity.

3.4 Publikační selektivita a skutečný efekt

Podle „zákona poptávky“ by měla být skutečná hodnota cenové elasticity vody záporná a kolem ní by odhady měly být rovnoměrně rozmístěny. Stanley (2005) ve své studii používá cenovou elasticitu vody jako ukázkový příklad publikační selektivity, můžeme tedy jeho trychtýřový graf (2.2) porovnat s naším (3.1).

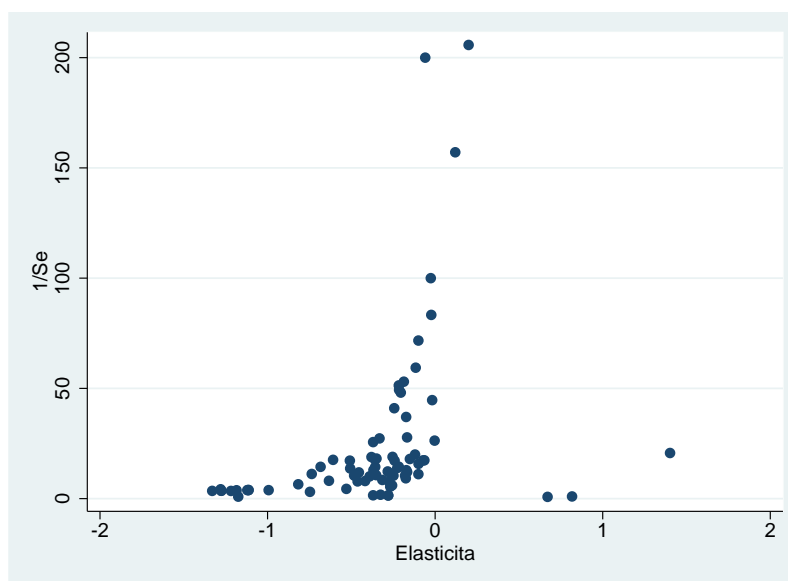
Obrázek 3.1: Trychtýřový graf, cenová elasticita poptávky po vodě



Dle očekávání v našem trychtýřovém grafu chybí pravá strana, neboť preferovány jsou odhady se zápornou hodnotou. Oproti Stanleyho grafu je však posunutý doleva a jeho tvar nepřipomíná dokonalý trychtýř. Možným vysvětlením je systematická heterogenita. V předchozí meta-analýze bylo dokázáno, že studie založené na datech ze západu USA odhadují vyšší hodnoty elasticity. Vyřadíme-li příslušné studie z datasetu, dostaneme následující graf (3.2), který je znatelně souměrnější a jeho chybějící pravá strana naznačuje silný vliv publikační selektivity.

Nyní je třeba aplikovat formální testy z předchozí sekce, které odhalí pu-

Obrázek 3.2: Trychtýřový graf, cenová elasticita poptávky po vodě (bez západu USA)



blikační selektivitu a velikost skutečného efektu. Test trychtýřové asymetrie, jehož výsledky jsou shrnuty v tabulce 3.2, lze doplnit FAIVE testem. Stanley (2005) však ukázal, že pro cenovou elasticitu vody odmocnina z velikosti vzorku není vhodnou instrumentální proměnnou, neboť její korelace s inverzní standardní odchylkou je pouze 0,24. Proto nebyl FAIVE použit.

FAT test, jehož výsledky potvrzuje OLS, odhalil existenci skutečného efektu, neboť koeficient přesnosti je signifikantní na 1% hladině významnosti. Konstanta signifikantní není, nepodařilo se tedy dokázat, že literatura našeho zájmu je ovlivněna publikační selektivitou. Jestliže však byl k testování použit jen vzorek dat nepocházejících ze západu USA, byla identifikována jak existence skutečného efektu, tak publikační selektivita.

Tabulka 3.2: Testy publikační selektivity (FAT)

	Mixed-effects multilevel		Clustering OLS	
	Kompletní vzorek	Bez západu USA	Kompletní vzorek	
Přesnost	-0.259*** (-15.41)	0.0737*** (3.60)	-0.259*** (-7.48)	
Konstanta (zkreslení)	2.515 (1.29)	-4.835*** (-5.23)	2.515 (1.42)	
Počet pozorování	135	78	135	

t statistiky v závorce

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

K odhadu velikosti skutečné hodnoty cenové elasticity byla použita Heckmanova meta-regrese (3.2), jejíž výsledky jsou zaznamenány v tabulce 3.3. Výslednou hodnotu elasticity $-0,246$ můžeme porovnat s dosavadními odhady. Velikost elasticity $-0,082$, kterou publikoval Stanley (2005), je nižší než námi preferovaný odhad. Naopak průměrná hodnota velikostí elasticit v předchozí meta-analýze ($-0,41$), na kterou odkazuje mnoho studií zabývajících se odhadem poptávky po vodě, je vyšší. Ve druhém sloupci je pro zajímavost odhadnuta velikost elasticity v Evropě, k dispozici máme bohužel jen vzorek 25 odhadů. Přesto výsledná hodnota napovídá, že cenová elasticita je na starém kontinentu velice nízká.

Tabulka 3.3: Heckmanova meta-regrese

	Mixed-effects multilevel		Clustered OLS			
	Kompletní vzorek		Evropa			
Přesnost (efekt)	-0.246***	(-17.80)	-0.0216***	(-3.56)	-0.246***	(-8.15)
Standardní odchylka	-0.598	(-0.08)	3.271	(1.45)	-0.598	(-0.40)
Počet pozorování	135		25		135	

t statistiky v závorce

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

3.5 Vysvětlení heterogenity

Poslední oddíl praktické části je aktualizací vysvětlující meta-analýzy, kterou publikoval Dalhuisen *et al.* (2003). Znalost standardních odchylek odhadů umožnila použití modernější metody než OLS, která si dokáže poradit s korelovanými odhady v rámci jednotlivých studií, a tou je víceúrovňový model smíšených efektů (3.3). Výběr vysvětlujících proměnných byl inspirován předchozí meta-analýzou stejně jako rozdělení proměnných do následujících skupin:

- **Proměnné vyjadřující rozdíly v ekonomické teorii a ekonometrických metodách**, v nichž je zahrnut typ tarifu (rostoucí blokové ceny, *konstantní cenový tarif* a neznámý či klesající tarif), cenová specifikace (cena *marginalní*, *fixní*, *Shinova* a průměrná), použití rozdílové proměnné, DCC modelu a definice elasticity jako dlouhodobé.
- **Vlastnosti dat** obsahují dummy proměnné dle původu dat (*USA a Ka-*

nada, západ USA, Evropa a ostatní země) a časový trend (průměr prvního a posledního roku).

- **Charakteristiky odhadu původních studií** se rovnají jedné, pokud byl v dané práci použit jako vysvětlující proměnná důchod, odpařování vody, teplota, množství srážek, velikost domácnosti, hustota populace, spotřeba v minulém období a sezónní dummy proměnná
- **Publikační charakteristika** ukazuje, zda byla příslušná studie publikována.

Dummy proměnné, které byly v modelu opomenuty, abychom předešli multi-kolinearitě (tzv. pasti dummy proměnných), jsou psané kurzívou. U regresních koeficientů nás zajímala jejich signifikance a znaménko. Vliv jednotlivých proměnných na cenovou elasticitu jsme kvantifikovat nemohli, neboť závislou proměnnou je *t*-statistika. Výsledky vysvětlující analýzy jsou shrnuty v tabulce 3.4. Nejprve byl odhadnut základní model, z něhož byla následně vyřazena většina nesignifikantních proměnných, a to všechny charakteristiky odhadu původních studií kromě odpařování, časový trend a definice elasticity jako dlouhodobé. Waldův test ukázal, že proměnné vyřazené z regrese jsou sdruženě nesignifikantní. Dummy proměnné pro neznámý tarif a lokace (Evropa a ostatní) byly ponechány i v omezeném modelu, neboť vliv tarifů a původu dat je spolu s cenovou specifikací hlavním předmětem našeho zájmu, ale ani v tomto modelu nejsou signifikantní.

Vysvětlující meta-analýza potvrdila několik závěrů, ke kterým došel Dalhuisen *et al.* (2003). Vyšší odhady elasticity v absolutní hodnotě uveřejňují studie, které používají průměrnou cenu vody, diskrétně-spojité model, jsou založené na datech letních a ze západu USA a byly publikovány. Záporný koeficient u rozdílové proměnné a kladný u odpařování není s výsledky předchozí meta-analýzy v rozporu. Sporný je však vliv rostoucích blokových cen na cenovou elasticitu. Zatímco příslušný koeficient je ve všech našich modelech kladný (a pro víceúrovňový model i signifikantní), Dalhuisen *et al.* (2003) odhadl v případě použití vzorku dat s dostupnými informacemi o tarifu koeficient u rostoucích blokových cen záporný a taktéž signifikantní. Proto jsem zkusil k odhadu použít pouze data s dostupnými informacemi o tarifu, výsledný koeficient však zůstal vesměs kladný nezávisle na použitých vysvětlujících proměnných. Vliv rostoucích blokových cen na elasticitu tedy objasněn nebyl.

Bohužel se nepodařilo dokázat, že elasticita vody je v dlouhém období elastičtější než v období krátkém. Jak už jsem poznamenal v sekci o datech,

Tabulka 3.4: Vysvětlující meta-regresní analýza

	Mixed-effects multilevel		Clustered OLS			
	Základní model	Omezený model	Omezený model			
Precision	21.86	(1.36)	0.318**	(2.34)	0.153	(0.92)
Increasing block rate	0.642***	(3.04)	0.622***	(3.41)	0.407	(1.31)
Tariff unknown	0.0426	(0.38)	0.0332	(0.80)	0.0107	(0.33)
Average price	-0.181*	(-1.74)	-0.156***	(-3.75)	-0.141***	(-5.42)
Difference variable	-0.426*	(-1.96)	-0.379**	(-2.08)	-0.202	(-0.65)
DCC	-1.122***	(-4.77)	-1.130***	(-5.28)	-0.824***	(-2.80)
Long-run	-0.139	(-0.79)				
Income	0.0640	(0.28)				
West US	-0.375*	(-1.95)	-0.318**	(-2.40)	-0.138	(-0.87)
Europe	0.106	(0.37)	0.0558	(0.51)	0.109	(1.12)
Other location	0.208	(0.62)	0.0337	(0.32)	0.0875	(0.81)
Average year	-0.0108	(-1.32)				
Density	0.0144	(0.12)				
Household size	0.0710	(0.42)				
Seasonality	0.147	(0.84)				
Evaporation	0.403*	(1.87)	0.437***	(3.15)	0.359*	(1.83)
Rainfall	0.143	(0.78)				
Temperature	-0.186	(-0.99)				
Lagged dependent variable	0.0340	(0.12)				
Summer data	-0.250***	(-30.36)	-0.249***	(-30.13)	-0.253***	(-382.00)
Published paper	-0.599***	(-3.39)	-0.389***	(-3.31)	-0.291**	(-2.17)
Constant	-2.520**	(-2.29)	-2.584**	(-2.43)	-1.571	(-0.90)
Počet pozorování	135		135		135	

t statistiky v závorce

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

jejich podíl ve vzorku je zanedbatelný. Proto k nim byly přidány i elasticity, které jsou kombinací krátkodobých a dlouhodobých, aby tato proměnná nemusela být z regrese vyřazena pro nízký počet pozorování. V omezeném modelu už dlouhodobá elasticita použita nebyla.

Vysvětlující meta-analýza také nepotvrdila výsledek Heckmanovy meta-regrese pro evropská data. Odpovídající koeficient je kladný, ale nesignifikantní. Dalhuisen *et al.* (2003) však došel ve své meta-analýze ke dvěma protichůdným závěrům. Koeficient pro Evropu získal jak kladný (kompletní vzorek), tak záporný (vzorek s dostupnými informacemi o tarifu), přičemž oba byly signifikantní. Na vině mohl být relativně nízký počet evropských studií v jeho vzorku a použití OLS metody, která nepočítá s vlivem publikační selektivity a

korelace mezi odhady.

Kapitola 4

Závěr

Meta-analýza je statistická metoda používaná ke shrnutí empirického výzkumu. Rostoucí množství empirických studií je pádným argumentem pro její širší využití, a to minimálně jako doplňku popisných studií. Druhá kapitola popisovala jednotlivé kroky při tvorbě meta-analýzy a zaměřila se na vlastnosti dat, které mohou ovlivnit výběr vhodného modelu, a to heteroskedasticitu, heterogenitu, závislost mezi odhady a publikační selektivitu.

Třetí kapitola je věnována meta-analýze cenové elasticity residenční poptávky po vodě. Celkem bylo shromážděno 135 odhadů ze 31 studií. Víceúrovňový model smíšených efektů byl na základě informací z teoretické části shledán nejvhodnějším.

Test trychtýřové asymetrie nepotvrdil závěry, ke kterým došel ve své studii Stanley (2005), tedy silný vliv publikační selektivity. Nicméně použití omezeného vzorku, z něhož byla vyřazena data ze západu USA, mělo za následek zamítnutí nulové hypotézy o neexistenci publikační selektivity. Skutečný efekt o velikosti $-0,246$ byl odhadnut za pomoci Heckmanovy regrese. Dalhuisen *et al.* (2003) se ve své meta-analýze zaměřil na vysvětlení heterogenity, proto jsem porovnal výsledky obou vysvětlujících analýz. Zatímco koeficienty většiny signifikantních i nesignifikantních proměnných se v obou pracích shodovaly (záporné znaménko u specifikace ceny jako průměrné, DCC modelu, rozdílové proměnné, dat ze západu USA, letních dat a publikovaných studií a kladné u odpařování), vliv rostoucích blokových cen na cenovou elasticitu zůstává nejasný, neboť moje regresní modely identifikovaly kladný efekt a předchozí meta-analýza došla k závěru, že tento efekt je záporný.

Předmětem budoucího výzkumu se může stát vliv rostoucích blokových cen nebo velikost elasticity v Evropě, která se zdá být velice nízká, což naznačila Heckmanova meta-regrese a kladný regresní koeficient ve vysvětlující analýze.

Literatura

- ARBUES, F., M. A. GARCIA-VALINAS, & R. MARTINEZ-ESPINEIRA (2003): “Estimation of residential water demand: a state-of-the-art review.” *The Journal of Socio-Economics* **32(1)**: pp. 81–102.
- BABEL, M. S., A. D. GUPTA, & P. PRADHAN (2007): “A multivariate econometric approach for domestic water demand modeling: An application to kathmandu, nepal.” *Water Resources Management* **21(3)**: pp. 573–589.
- BARTCZAK, A., A. KOPANSKA, & J. RACZKA (2009): “Residential water demand in a transition economy: evidence from poland.” *Water Science & Technology: Water Supply* **9(5)**: pp. 509–516.
- BILLINGS, R. B. (1982): “Specification of block rate price variables in demand models.” *Land Economics* **58(3)**: pp. 386–394.
- BILLINGS, R. B. & D. E. AGTHE (1980): “Price elasticities for water: A case of increasing block rates.” *Land Economics* **56(1)**: pp. 73–84.
- BORENSTEIN, M., J. P. HEDGES, L. V. and Higgins, & H. R. ROTHSTEIN (2010): “A basic introduction to fixed-effect and random-effects models for meta-analysis.” *Research Synthesis Methods* **1(2)**: pp. 97–111.
- CHEESMAN, J., J. BENNETT, & T. V. H. SON (2008): “Estimating household water demand using revealed and contingent behaviors: Evidence from vietnam.” *Water Resources Research* **44(11)**.
- CORRAL, L., A. C. FISHER, & N. W. HATCH (1999): “Price and non-price influences on water conservation: An econometric model of aggregate demand under nonlinear budget constraint.” *CUDARE Working Paper Series 881*, University of California at Berkeley, Department of Agricultural and Resource Economics and Policy.
- DALHUISEN, J. M., R. J. FLORAX, H. L. DE GROOT, & P. NIJKAMP (2001): “Price and income elasticities of residential water demand: Why empirical estimates differ.” *Tinbergen Institute Discussion Papers 01-057/3*, Tinbergen Institute.
- DALHUISEN, J. M., R. J. G. M. FLORAX, J. L. F. DE GROOT, & P. NIJKAMP (2003): “Price and income elasticities of residential water demand: A meta-analysis.” *Land Economics* **79(2)**: pp. 292–308.

- DOUCOULIAGOS, H. & T. D. STANLEY (2009): "Publication selection bias in minimum-wage research? a meta-regression analysis." *British Journal of Industrial Relations* **47(2)**: pp. 406–428.
- EPA (2006): "Report of the epa work group on vsl meta-analysis." *Technical report*, National Center for Environmental Economics, EPA.
- ESPEY, M., J. ESPEY, & W. D. SHAW (1997): "Price elasticity of residential demand for water: A meta-analysis." *Water Resources Research* **33(6)**: p. 1369–1374.
- FLORAX, R. (2002): "Accounting for dependence among study results in meta-analysis: methodology and applications to the valuation and use of natural resources." *Serie Research Memoranda 0005*, VU University Amsterdam, Faculty of Economics, Business Administration and Econometrics.
- GARCIA, S. & A. REYNAUD (2004): "Estimating the benefits of efficient water pricing in france." *Resource and Energy Economics* **26(1)**: pp. 1–25.
- GAUDIN, S. (2006): "Effect of price information on residential water demand." *Applied Economics* **38(4)**: pp. 383–393.
- GLASS, G. V. (1976): "Primary, secondary, and meta-analysis of research." *Educational Researcher* **5**: pp. 3–8.
- GRAFTON, R. Q. & T. KOMPAS (2007): "Pricing sydney water." *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* **51(3)**: pp. 227–241.
- GRAFTON, R. Q. & M. B. WARD (2008): "Prices versus rationing: Marshallian surplus and mandatory water restrictions." *The Economic Record* **84(s1)**: pp. S57–S65.
- HANEMANN, W. M. & C. NAUGES (2005): "Heterogeneous responses to water conservation programs : the case of residential users in los angeles." *CUDARE Working Paper Series 1026*, University of California at Berkeley, Department of Agricultural and Resource Economics and Policy.
- HANSEN, L. G. (1996): "Water and energy price impacts on residential water demand in copenhagen." *Land Economics* **72(1)**: pp. 66–79.
- HAVRANEK, T. & Z. IRSOVA (2010): "Which foreigners are worth wooing? a meta-analysis of vertical spillovers from fdi." *Working Papers 2010/03*, Czech National Bank, Research Department.

- HAVRANEK, T., Z. IRSOVA, & K. JANDA (2012): "Demand for gasoline is more price-inelastic than commonly thought." *Energy Economics* **34**(1): pp. 201–207.
- HEWITT, J. A. & W. M. HANEMANN (1995): "A discrete/continuous choice approach to residential water demand under block rate pricing." *Land Economics* **71**(2): pp. 173–192.
- HOFFMANN, M., A. WORTHINGTON, & H. HIGGS (2006): "Urban water demand with fixed volumetric charging in a large municipality: the case of brisbane, australia." *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* **50**(3): pp. 347–359.
- MANSUR, E. T. & S. M. OLMSTEAD (2012): "The value of scarce water: Measuring the inefficiency of municipal regulations." *Journal of Urban Economics* **71**(3): pp. 332–346.
- MAZZANTI, M. & A. MONTINI (2006): "The determinants of residential water demand: empirical evidence for a panel of italian municipalities." *Applied Economics Letters* **13**(2): pp. 107–111.
- MUSOLESI, A. & M. NOSVELLI (2007): "Dynamics of residential water consumption in a panel of italian municipalities." *Applied Economics Letters* **14**(6): pp. 441–444.
- NAUGES, C. & C. BERG (2009): "Demand for piped and non-piped water supply services: Evidence from southwest sri lanka." *Environmental & Resource Economics* **42**(4): pp. 535–549.
- NAUGES, C. & A. THOMAS (2000): "Privately operated water utilities, municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: The case of france." *Land Economics* **76**(1): pp. 68–85.
- NAUGES, C. & A. THOMAS (2003): "Long-run study of residential water consumption." *Environmental & Resource Economics* **26**(1): pp. 25–43.
- NELSON, J. (2013): "Estimating the price elasticity of beer: Meta-analysis of data with heterogeneity, dependence, and publication bias."
- NELSON, J. & P. KENNEDY (2009): "The use (and abuse) of meta-analysis in environmental and natural resource economics: An assessment." *Environmental and Resource Economics* **42**(3): pp. 345–377.

- NIESWIADOMY, M. L. & D. J. MOLINA (1991): "A note on price perception in water demand models." *Land Economics* **67(3)**: pp. 352–359.
- NORDIN, J. A. (1976): "A proposed modification of taylor's demand analysis: Comment." *Bell Journal of Economics* **7(2)**: pp. 719–721.
- OLMSTEAD, S. M., W. M. HANEMANN, & R. N. STAVINS (2003): "Does price structure matter? household water demand under increasing-block and uniform prices." *New Haven: School of Forestry and Environmental Studies, Yale University, Working Paper* .
- OLMSTEAD, S. M., W. M. HANEMANN, & R. N. STAVINS (2007): "Water demand under alternative price structures." *Journal of Environmental Economics and Management* **54(2)**: pp. 181–198.
- POINT, P. (1993): "Partage de la ressource en eau et demande d'alimentation en eau potable." *Revue Économique* **44(4)**: pp. 849–862.
- POLÁK, P. (2011): *Meta-analýza v ekonomii a její aplikace na měření efektu eura na obchod*. Master's thesis, Charles University in Prague.
- POOT, J. (2013): *Handbook for Spatially Integrated Social Science Research Methods*, chapter Meta - analysis of previous empirical research findings. Edward Elgar Publishing.
- RIETVELD, P., J. ROUWENDAL, & B. ZWART (1997): "Equity and efficiency in block rate pricing; estimating water demand in indonesia." *Tinbergen institute discussion paper*, Tinbergen Institute.
- SALMAN, A., E. AL-KARABLIEH, & M. HADDADIN (2008): "Limits of pricing policy in curtailing household water consumption under scarcity conditions." *Water Policy* **10(3)**: pp. 295–304.
- SCHLEICH, J. & T. HILLENBRAND (2009): "Determinants of residential water demand in germany." *Ecological Economics* **68(6)**: pp. 1756–1769.
- SHIN, J.-S. (1985): "Perception of price when price information is costly: Evidence from residential electricity demand." *The Review of Economics and Statistics* **67(4)**: pp. 591–98.
- STANLEY, T., C. DOUCOULIAGOS, & S. B. JARRELL (2008): "Meta-regression analysis as the socio-economics of economics research." *The Journal of Socio-Economics* **37(1)**: pp. 276–292.

- STANLEY, T. & H. DOUCOULIAGOS (2007): "Identifying and correcting publication selection bias in the efficiency-wage literature: Heckman meta-regression." *Economics series*, Deakin University, Faculty of Business and Law, School of Accounting, Economics and Finance.
- STANLEY, T. & H. DOUCOULIAGOS (2010): "Picture this: A simple graph that reveals much ado about research." *Journal of Economic Surveys* **24(1)**: pp. 170–191.
- STANLEY, T. D. (2001): "Wheat from chaff: Meta-analysis as quantitative literature review." *Journal of Economic Perspectives* **15(3)**: pp. 131–150.
- STANLEY, T. D. (2005): "Beyond publication bias." *Journal of Economic Surveys* **19(3)**: pp. 309–345.
- STANLEY, T. D. (2008): "Meta-regression methods for detecting and estimating empirical effects in the presence of publication selection." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **70(1)**: pp. 103–127.
- STANLEY, T. D. & S. B. JARRELL (1989): "Meta-regression analysis: A quantitative method of literature survey s." *Journal of Economic Surveys* **3(2)**: pp. 161–70.
- STRAND, J. & I. WALKER (2005): "Water markets and demand in central american cities." *Environment and Development Economics* **10(03)**: pp. 313–335.
- TAYLOR, L. D. (1975): "The demand for electricity: A survey." *Bell Journal of Economics* **6(1)**: pp. 74–110.
- TAYLOR, R. G., J. R. MCKEAN, & R. A. YOUNG (2004): "Alternate price specifications for estimating residential water demand with fixed fees." *Land Economics* **80(3)**: pp. 463–475.
- WILLIAMS, M. & B. SUH (1986): "The demand for urban water by customer class." *Applied Economics* **18(12)**: pp. 1275–1289.
- WONG, S. T. (1972): "A model on municipal water demand: A case study of northeastern illinois." *Land Economics* **48(1)**: pp. 34–44.
- WORTHINGTON, A. C. & M. HOFFMAN (2008): "An empirical survey of residential water demand modelling." *Journal of Economic Surveys* **22(5)**: pp. 842–871.

Příloha A

Seznam použitých studií

Tabulka A.1: Seznam použitých studií

Studie	Počet odhadů	Země	Dalhuisen	Publikováno
Wong (1972)	6	USA	Ano	Ano
Nieswiadomy & Molina (1991)	4	USA	Ano	Ano
Hewitt & Hanemann (1995)	3	USA	Ano	Ano
Hansen (1996)	4	Dánsko	Ano	Ano
Corral <i>et al.</i> (1999)	8	USA	Ano	Ne
Billings & Agthe (1980)	1	USA	Ano	Ano
Billings (1982)	1	USA	Ano	Ano
Rietveld <i>et al.</i> (1997)	3	Indonésie	Ano	Ne
Williams & Suh (1986)	5	USA	Ano	Ano
Nauges & Thomas (2000)	4	Francie	Ano	Ano
Point (1993)	1	Francie	Ano	Ano
Gaudin (2006)	7	USA	Ne	Ano
Olmstead <i>et al.</i> (2003)	3	USA, Kanada	Ne	Ne
Olmstead <i>et al.</i> (2007)	2	USA, Kanada	Ne	Ano
Mansur & Olmstead (2012)	8	USA, Kanada	Ne	Ano
Mazzanti & Montini (2006)	9	Itálie	Ne	Ano
Musolesi & Nosvelli (2007)	1	Itálie	Ne	Ano
Nauges & Thomas (2003)	1	Francie	Ne	Ano
Garcia & Reynaud (2004)	1	Francie	Ne	Ano
Schleich & Hillenbrand (2009)	2	Německo	Ne	Ano
Bartczak <i>et al.</i> (2009)	2	Polsko	Ne	Ano
Nauges & Berg (2009)	2	Srí Lanka	Ne	Ano
Strand & Walker (2005)	4	Střední Amerika	Ne	Ano
Babel <i>et al.</i> (2007)	1	Nepál	Ne	Ano
Hoffmann <i>et al.</i> (2006)	3	Austrálie	Ne	Ano
Grafton & Kompas (2007)	2	Austrálie	Ne	Ano
Grafton & Ward (2008)	1	Austrálie	Ne	Ano
Salman <i>et al.</i> (2008)	4	Jordánsko	Ne	Ano
Hanemann & Nauges (2005)	36	USA	Ne	Ne
Taylor <i>et al.</i> (2004)	4	USA	Ne	Ano
Cheesman <i>et al.</i> (2008)	2	Vietnam	Ne	Ano

Příloha B

Seznam vysvětlujících proměnných

Tabulka B.1: Seznam vysvětlujících proměnných

Proměnná	Popis
T-statistic	T-statistika odhadu elasticity (závislá proměnná)
Precision/přesnost	Inverzní Se
Se	Standardní chyba odhadu
Increasing block rate	=1, pokud ceny v jednotlivých blocích rostou
Tariff unknown	=1, pokud je tarif neznámý či klesající
Average price	=1, pokud je v původní regresi použita průměrná cena
Difference variable	=1, pokud je v původní regresi použita rozdílová proměnná
DCC	=1, pokud je pro odhad použit model diskrétně spojité volby
Long-run	=1, pokud je elasticita definována jako dlouhodobá či střednědobá
Income	=1, pokud je v původní regresi použit důchod
West US	=1, pokud původní data pocházejí ze západu USA
Europe	=1, pokud původní data pocházejí z Evropy
Other location	=1, pokud původní data nepocházejí z USA, Evropy ani Kanady
Average year	Časový trend (průměr prvního a posledního roku použitých dat)
Density	=1, pokud je v původní regresi použita hustota populace
Household size	=1, pokud je v původní regresi použita velikost domácnosti
Seasonality	=1, pokud je v původní regresi použita sezónní dummy proměnná
Evaporation	=1, pokud je v původní regresi použito odpařování
Rainfall	=1, pokud je v původní regresi použito množství srážek
Temperature	=1, pokud je v původní regresi použita teplota
Lagged dependent var.	=1, pokud je v původní regresi použita poptávka v minulém období
Summer data	=1, pokud původní data jsou letní
Published paper	=1, pokud byla studie publikována