ANALÝZA FAKTORŮ SELEKCE A ALOKACE ČESKÉ ROZVOJOVÉ POMOCI S VYUŽITÍM PANELOVÝCH DAT A METOD PROBIT A TOBIT

Jaromír Harmáček, Miroslav Syrovátka, Zdeněk Opršal*

Abstract

Factors of Czech Aid Selection and Allocation: Panel Probit and Tobit Analysis

The aim of our paper is to identify factors that influence the territorial selection and allocation of development aid of the Czech Republic. We applied random-effects probit and tobit models in our regression analysis which revealed that flows of Czech aid to individual developing countries are determined by variety of factors. Czech interests and mutual relations were mostly identified as statistically significant determinants, namely export volumes, closer historical relations and geographical proximity. The presence of Czech embassy in a country was not confirmed as a significant factor. The reflection of recipients' needs in Czech aid selection and allocation is rather ambiguous. While Czech aid flows depend positively on total population and negatively on per capita income of recipient countries, they are positively influenced by the recipients' level of social development. Similarly, the Czech Republic tends to give (more) aid to more democratic and freer countries with lower institutional quality.

Keywords: official development assistance, foreign aid selection and allocations, random-effects tobit model, random-effects probit model, aid donor, aid recipient, Czech Republic

JEL Classification: F35, C24, A10

Úvod

V roce 2013 vstoupila Česká republika do Výboru pro rozvojovou pomoc (*Development Assistance Committee*, DAC), součást Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj (OECD). Tento výbor je považován za nejdůležitější fórum pro koordinaci rozvojové spolupráce na mezinárodní úrovni. Česká republika se tak zařadila po bok nejvýznamnějších světových dárců oficiální rozvojové pomoci (*official development assistance*, ODA)¹, čímž stvrdila svou pozici mezi tzv. novými, respektive vynořujícími se donory.

Rozvojová pomoc má také své nezastupitelné místo v rámci české zahraniční politiky. Celkový objem české ODA v roce 2014 činil 4,4 mld. Kč, tedy 0,11 % českého hrubého národního důchodu. Z této částky 70,5 % zaměřilo do multilaterálních organizací (rozpočet Evropské unie, Evropský rozvojový fond, různé agencie a fondy Organizace spojených národů, Světová banka a další) a 29,5 % alokovala ČR na bilaterální bázi. Mezi pět největších příjemců české ODA v roce 2014 patřila Ukrajina, Afghánistán, Moldavsko, Etiopie

* Jaromír Harmáček (jaromir.harmacek@upol.cz), Miroslav Syrovátka (miroslav.syrovatka@upol.cz), Zdeněk Opršal (zdenek.oprsal@upol.cz), Univerzita Palackého v Olomouci, Přírodovědecká fakulta.

1 Oficiální rozvojová pomoc (ODA) je definována jako toky prostředků do rozvojových zemí a do multilaterálních institucí, přičemž tyto toky jsou poskytnuty oficiálními (vládními) agenturami, jsou použity s cílem podpory rozvoje a mají zvýhodněný charakter, tj. obsahují určitou grantovou složkou.

a Bosna a Hercegovina, tedy z větší části prioritní země české rozvojové spolupráce (MZV, 2016).

Zatímco výše uvedené charakteristiky české ODA (včetně teritoriálních alokací, tj. kterým státům a v jaké výši ČR svou pomoc rozdělují), fungování systému rozvojové pomoci a česká rozvojová politika již byly popsány i z více perspektiv analyzovány (viz například Horký, 2011, Majerová, 2012, Krylová *et al.*, 2012, Syrovátka a Krylová, 2012, Horký-Hlucháň, 2015), kvantitativní analýza determinantů teritoriálních alokací české bilaterální rozvojové pomoci dosud provedena nebyla.² Náš výzkum se snaží na výše uvedenou mezeru reagovat. Jeho cílem je použitím kvantitativních technik zjistit, které faktory lze považovat za významné pro teritoriální selekci recipientů a objemy alokace české ODA v období let 1998–2013. V této souvislosti se budeme zabývat zejména výzkumnou otázkou, zda je vliv českých zájmů (export, bilaterální obchod, historické vztahy) a reflexe potřeb recipientů (ekonomická, sociální a politicko-institucionální rozvinutost) určující pro teritoriální selekci i alokaci české pomoci.

Text článku je rozdělen do pěti sekcí. V následující sekci diskutujeme dosavadní kvantitativní empirické přístupy ke zkoumání faktorů teritoriální selekce a alokace pomoci. V navazující sekci probíráme vhodnost a opodstatněnost námi používaných proměnných a dat a jejich případné transformace. Analyzujeme také potenciálně vhodné metody aplikovatelné na existující data a zdůvodňujeme výběr optimálního modelu. Ve čtvrté sekci diskutujeme vypočítané výsledky a shrnujeme hlavní zjištění získaná použitím daného regresního modelu. V závěrečné sekci pak sumarizujeme poznatky vyplývající z našeho výzkumu.

1. Přehled empirických přístupů ke zkoumání faktorů selekce a alokace pomoci

Na základě dosavadních studií lze identifikovat dva hlavní kvantitativní přístupy k výzkumu alokace rozvojové pomoci. První a starší skupina modelů se označuje jako „přístup RN–DI“ (*recipient need–donor interest approach*), který prostřednictvím dvou oddělených regresních rovnic zkoumá faktory alokace pomoci zaměřující se jak na potřeby rozvojových zemí (například chudoba, úroveň zdraví a vzdělání apod.), tak na zájmy donorů (speciální politické nebo ekonomické vztahy apod.) – viz například McKinlay a Little, 1979. Pozdější výzkumy však studie tohoto typu kritizovaly, zejména proto, že zkoumání faktorů prostřednictvím oddělených regresí podává zkreslené výsledky (viz například Bowles, 1987). Objevila se proto druhá skupina modelů, které se označují jako „hybridní“, protože v jedné regresní rovnici shrnují faktory reprezentující jak potřeby příjemců pomoci, tak zájmy donorů (případně také další specifické faktory). Aktuální výzkumy se takřka výhradně zaměřují na práci s hybridními modely a také naše analýza hybridní model používá.

2 Pouze tři práce se zabývaly částečnou analýzou faktorů teritoriálních alokací české ODA. Szent-Iványi (2012) zkoumal faktory alokace české pomoci v kontextu Visegrádských zemí, přičemž zdůrazňoval nutnost studia těchto faktorů pro jednotlivé státy zvlášť. Opršal *et al.* (2016) zkoumali významnost historických faktorů na alokaci české ODA do subsaharské Afriky, jejich výsledky tak není možné generalizovat pro kompletní alokaci české ODA. Opršal *et al.* (2017) analyzovali teritoriální alokaci české rozvojové pomoci jak z historicko-geografické perspektivy, tak také z hlediska determinantů alokace pomoci.

Z analytické perspektivy lze rozlišit několik základních metod či modelů, které se ke zkoumání faktorů selekce a alokace rozvojové pomoci používaly či používají. Historičtější modely (zejména již zmíněné RN–DI přístupy) byly založeny na klasických ekonometrických odhadech na bázi metody nejmenších čtverců (*ordinary least squares*, OLS) pro průřezová data. Výsledky těchto modelů je však nutné brát s velkou rezervou, jednak kvůli průřezovému charakteru dat a jednak kvůli oddělenému zkoumání faktorů ve dvou regresních rovnicích (viz například McGillivray, 2003). Hlavním omezením těchto modelů je ovšem skutečnost, že je lze obtížně použít k vysvětlení nulové alokace pomoci, poněvadž nejsou vhodné k práci s tzv. omezenou (respektive cenzurovanou) závislou proměnnou. Vzhledem k tomu, že nulová alokace (určitý donor danému recipientovi v daném období žádnou rozvojovou pomoc nealokuje) je *de facto* také alokací, je nutné brát tato pozorování v potaz, zejména pokud je podíl těchto pozorování významný. Přestože většina donorů alokuje svoji pomoc do velkého počtu zemí, podíl zemí s nulovými alokacemi obvykle není zanedbatelný, a to zejména u menších donorů, mezi něž patří i Česká republika. Odhady OLS modelů pro zkoumání alokací pomoci tak lze považovat za zkreslené hlavně proto, že nedokáží korektně pracovat s významným množstvím nulových alokací.³

Novější empirické výzkumy faktorů selekce a alokace rozvojové pomoci proto využívají metody, které jsou pro práci s omezenou závislou proměnnou vhodné. Tyto metody lze rozdělit do tří základních skupin.⁴ První z nich je tzv. dvoukrokový model, který v úvodním kroku odhaduje faktory selekce, tj. faktory pravděpodobnosti, zda donor konkrétnímu recipientovi nenulovou pomoc poskytne (metodou Probit), a v návaznosti na to ve druhém kroku pomocí OLS metody měří význam faktorů pro nenulové alokace. Nutným předpokladem pro aplikaci tohoto přístupu je, že oba kroky (obě rovnice) musejí být nezávislé; pokud rovnice nejsou nezávislé, dojde k selekčnímu zkreslení a získané odhady budou nesprávné (pro aplikaci této metody viz například Barthel *et al.*, 2013).

Druhou možnou metodou je model Tobit, který bere v úvahu skutečnost, že v případě závislé proměnné pracujeme s omezenými daty (Tobin, 1958). Pro aplikaci modelu Tobit jsou zásadní zejména předpoklady homoskedasticity a normality modelu pro latentní proměnnou (Harrigan a Wang, 2011). Pokud tyto předpoklady nejsou splněny, pak model neposkytuje správné výsledky. Další omezení modelu plyne z jeho vymezení jednou regresní rovnicí: je nutné předpokládat, že všechny vysvětlující proměnné působí ve stejném směru jak na rozhodnutí donora o alokaci pomoci (tj. poskytnout versus neposkytnout pomoc), tak na rozhodnutí o její výši. Byť tento předpoklad může být v souvislosti s mnoha proměnnými přijatelný, nemusí platit vždy. I přes tato omezení patří model Tobit v současnosti mezi nejčastěji aplikované přístupy, viz například Dreher *et al.* (2011), Dreher *et al.* (2009), Doucouliagos a Manning (2009), Canavire *et al.* (2005), Berthélemy a Tichit (2004).

Třetí potenciálně vhodnou metodu představuje model Heckmanův (Heckman, 1976 a Heckman, 1979). Podobně jako v prvním případě se jedná o dvoukrokový model, který v úvodním kroku v tzv. selekční rovnici metodou Probit analyzuje faktory, které rozhodují o tom, zda pomoc alokovat či nikoli. V tomto kroku je také vypočítán tzv. inverzní Millsův poměr, který je ve druhém kroku přidán mezi vysvětlující proměnné do tzv.

3 Přesto je tento přístup využíván i dnes, zejména v situacích, kdy je zkreslení výsledků vlivem zanedbání nulových pozorování nevýznamné – viz například Alesina a Dollar (2000), Harrigan a Wang (2011).

4 Uvedeným způsobem modely klasifikují například Berthélemy (2006) nebo Canavire *et al.* (2005).

alokační rovnice pro analýzu faktorů výše alokací (odhaduje se OLS metodou, popř. je možné celý model odhadnout pomocí metody maximální věrohodnosti). Tento model (na rozdíl od prvního) nevyžaduje nezávislost mezi oběma kroky, současně řeší i jeden z nedostatků modelu Tobit, neboť umožňuje, aby se směr působení téhož faktoru v obou krocích (rovnících) lišil. Správnost výsledků modelu však závisí jak na splnění podmínek homoskedasticity a normality dat, tak na existenci alespoň jednoho faktoru, který významně determinuje rozhodnutí o alokaci pomoci, ale současně není signifikantním determinantem výše alokované pomoci. Právě z tohoto důvodu je při zkoumání faktorů selekce a alokace rozvojové pomoci tento model málo využívaný (pro aplikaci modelu v tomto kontextu viz například Berthélemy, 2006 nebo Lundsgaarde *et al.*, 2010).

Poslední výraznou inovací nedávné doby pro zkoumání alokací pomoci je používání panelových dat, které ve srovnání s daty průřezovými obsahují větší množství informací, více variability (mezi státy i z hlediska časové perspektivy) a méně kolinearitu. Z technického pohledu jejich využití zvyšuje přesnost odhadů a současně může významně snižovat skupinovou heteroskedasticitu (Harrigan a Wang, 2011). Zároveň panelová data umožňují aplikaci metod vhodných pro analýzu omezené závislé proměnné (modely Tobit i Heckmanův model, byť v prvním případě pouze pro náhodné efekty a ve druhém případě pouze v tzv. *pooled* formě).

2. Použité proměnné, data a metody

Cílem našeho výzkumu je zjistit, jaké faktory jsou významnými determinanty teritoriální selekce a alokace české rozvojové pomoci (*official development assistance*, ODA) do 156 rozvojových zemí v letech 1998–2013. Rozvojové země vymezujeme v souladu s OECD/DAC (OECD, 2015a) jako země, které kdykoliv během sledovaného období byly oprávněně přijímat ODA. Státy, které v minulosti byly podle OECD/DAC kompetentní akceptovat výhradně jiné druhy pomoci (tj. oficiální pomoc či ostatní oficiální toky), nebyly do naší analýzy zahrnuty. Analýzu budeme provádět na základě panelových dat, kdy kromě průřezové složky (156 zemí) disponujeme i složkou časovou (16 let). Potenciálně tedy máme k dispozici až 2 496 (156×16) datových bodů pro každou proměnnou, pro mnoho z nich však nejsou data kompletní, tudíž v jednotlivých modelech pracujeme se zhruba 1 700–1 900 pozorováními, což je pro tento druh výzkumů počet dostatečný.

2.1 Proměnné v analýze a data

Závislou proměnnou je v naší analýze objem ODA ČR jednotlivým rozvojovým zemím. Data pro tuto proměnnou byla získána ze statistické databáze *OECD.Stat* (OECD, 2015b). Jedná se o hrubé toky pomoci z ČR do dané země za daný rok ve stálých cenách roku 2014 v amerických dolarech (USD). Abychom zredukovali sešikmení rozdělení proměnné a snížili riziko problému heteroskedasticity, pracujeme s proměnnou ($\ln_CZAid$) v logaritmicky transformované podobě (viz například Lundsgaarde *et al.*, 2010).⁵

5 Jak bude uvedeno dále v textu, pro naši analýzu použijeme model Tobit, který odhady dokáže korigovat pro nulové alokace pomoci. Pokud však zlogaritmujeme proměnnou měřící absolutní výši alokací, ze všech nulových hodnot se stanou hodnoty chybějící, protože logaritmus není pro nulu definován. V takovém případě by nám model Tobit nepomohl. Tento problém lze nicméně řešit jednoduchým postupem: všechny nulové alokace nahradíme hodnotou 1 (tedy 1 USD), takže po zlogaritmování bude hodnota proměnné $\ln_CZAid1$ rovna nule (viz Dreher *et al.*, 2009).

Nezávislé proměnné, kterými se pokusíme vysvětlit selekci a alokaci české ODA, můžeme v souladu s tzv. hybridními modely rozdělit do dvou obecných skupin: na proměnné aproximující zájmy ČR v dané rozvojové zemi (respektive vystihující vzájemné vztahy mezi ČR a daným recipientem) a na proměnné přibližující potřeby dané rozvojové země (respektive vystihující vnitřní „rozvojové“ charakteristiky dané země). Tím také umožníme zodpovězení naší hlavní výzkumné otázky.

Do první skupiny faktorů lze zařadit zejména ekonomické (obchodní) a politické zájmy ČR ve vztahu s danou zemí. Důležitost vzájemných ekonomických vztahů budeme aproximovat objemem českého exportu do dané země za daný rok ve stálých cenách roku 2010 v USD, přičemž data byla čerpána z databáze Comtrade (United Nations, 2016).⁶ Do regresního modelu vstoupí proměnná ve zlogaritmované podobě (*ln_export_cp*). Očekáváme, že s vyšší exportní významností země se bude zvyšovat pravděpodobnost jejího zařazení mezi příjemce české pomoci a také poroste objem alokované pomoci.

Historické vztahy mezi ČR a danou rozvojovou zemí reprezentuje *dummy* proměnná *rvhp*, která nabývá hodnoty jedna, pokud daná země kdykoli v historii byla členem, pozorovatelem nebo spolupracujícím státem Rady vzájemné hospodářské pomoci (v ostatních případech je hodnota této proměnné rovna nule). Je možné očekávat, že země v minulosti sdružené či jinak navázané na RVHP měly s tehdejšími Československem lepší vztahy, které mohly ovlivnit také následnou selekci i alokaci české rozvojové pomoci. Ačkoliv se jedná o proměnnou jen zhruba aproximující historické vztahy, považujeme za žádoucí ji z analýzy nevynechat, neboť historické vztahy se často ukazují být důležitým determinantem selekce i alokace rozvojové pomoci. Například Opršal *et al.* (2016) prokázali, že historické vztahy jsou významným faktorem výše české pomoci zemím subsaharské Afriky. Dummy proměnnou *rvhp* jsme vytvořili podle Zwasse (1989).

Politické priority ČR (ale také ekonomické zájmy) reflektuje *dummy* proměnná *embassy*, jež nabývá hodnotu jedna, pokud ČR v dané zemi a v daném období měla zastupitelský úřad (ambasádu), v ostatních případech je hodnota proměnné nula. Lze argumentovat, že rozvojové země s českou ambasádou považuje ČR za (pro ni) politicky významnější, a tudíž budou pravděpodobnost selekce i výše alokace pomoci do těchto zemí vyšší. Data byla získána z výročních zpráv k zahraniční politice ČR pro relevantní roky. Tyto zprávy jsou publikovány na webových stránkách Ministerstva zahraničí ČR (MZV, 2015).

Vztahy mezi zeměmi mohou být negativně determinovány také vzájemnou geografickou vzdáleností, kdy intenzita vztahů (včetně rozvojové pomoci) má tendenci klesat s rostoucí vzdáleností (Collier a Dollar, 2004). Pro tento faktor kontrolujeme pomoci proměnné *dist*, která udává vzdálenost „vzdušnou čarou“ mezi Prahou a hlavním městem dané rozvojové země v tisících kilometrů (World Atlas, 2015).

Druhá skupina proměnných, tedy proměnné přibližující potřeby rozvojových zemí (respektive vystihující vnitřní „rozvojové“ charakteristiky těchto zemí), zahrnuje několik podskupin proměnných, které lze velmi zhruba vymezit jako ekonomické, politické a sociální. Za nejvýznamnější ekonomickou proměnnou lze považovat hrubý domácí produkt na obyvatele, který současně aproximuje jak ekonomický výkon dané země, tak rovněž potřebu rozvojové pomoci (vzhledem k vysoké negativní korelaci mezi

6 V databázi Comtrade jsou uvedeny obchodní toky mezi zeměmi v běžných cenách v USD. K převodu do stálých cen v USD jsme použili deflátor amerického HDP (World Bank, 2015a).

hospodářskou úroveň a mírou chudoby). Teoreticky by měl existovat mezi HDP na obyvatele recipienta a výší pomoci v průměru negativní vztah: pomoc by měla být více směřována potřebnějším (chudším) zemím, a to jak z hlediska selekce, tak z hlediska alokace (Lundsgaarde *et al.*, 2010 a mnoho dalších). Proměnnou HDP na obyvatele měříme v paritě kupní síly a v konstantních mezinárodních dolarech k roku 2011. Data byla čerpána ze statistické databáze Světové banky (World Bank, 2015a) a do analýzy proměnná vstoupí ve zlogaritmané podobě (*ln_gdp_pc*).

Sociální rozvinutost recipientů aproximujeme pomocí tří alternativních ukazatelů: průměrný počet let školní docházky ve všech stupních vzdělávání (proměnná *myed*), úmrtnost dětí mladších pěti let (*u5mort*) a očekávaná délka dožití při narození (*life*).⁷ Podobně jako v předchozím případě by mělo platit, že nižší úroveň sociální rozvinutosti (nižší úroveň průměrné délky vzdělávání a očekávané délky dožití, resp. vyšší dětská úmrtnost) je asociována s vyšší pravděpodobností selekce i s vyšší alokací pomoci (pomoc by měla směřovat potřebnějším). Empirické výzkumy však často poukazují na nevýznamnost těchto proměnných (Younas, 2008, Cooray *et al.*, 2005 a další). Data pro proměnnou *myed* byla získána ze statistické databáze UNDP (2015), data pro ostatní dvě proměnné z databáze Světové banky (World Bank, 2015a). Všechny tyto proměnné vstoupí do regresí ve zlogaritmané podobě.

Vzhledem k tomu, že v populačně větších zemích je potřeba pomoci *ceteris paribus* větší, je nutné kontrolovat také pro velikost populace.⁸ Data byla získána z databáze Světové banky (World Bank, 2015a), přičemž do regrese vstoupí proměnná ve zlogaritmané podobě (*ln_popul*).

Téměř všechny nedávné studie faktorů selekce a alokace pomoci kladou důraz na politicko-institucionální proměnné, které aproximují nejrůznější aspekty kvality institucionálního prostředí či úroveň politického rozvoje recipientských zemích. V naší analýze používáme pro měření kvality institucí index svobody (proměnná *freedom*), který každoročně zveřejňuje organizace Freedom House (2015) jako aritmetický průměr dvou svých indikátorů – míry občanských svobod a míry politických práv.

Ačkoliv je institucionální kvalita obvykle relevantním faktorem selekce i alokace pomoci (vyšší kvalita institucí recipientských zemí vede k vyšší pravděpodobnosti selekce i k vyšším objemům rozvojové pomoci), je podle Canavire *et al.* (2005) její statistická významnost velmi ovlivněna způsobem měření. Proto v regresních modelech proměnnou *freedom* alternujeme s průměrnou hodnotou šesti globálních indikátorů vládnutí (*Worldwide Governance Indicators*, WGI) pro jednotlivé rozvojové země (proměnná *WGI_avg*). Data byla získána z databáze *Worldwide Governance Indicators* ze stránek Světové banky (World Bank, 2015b).

Druhým alternativním ukazatelem kvality politického prostředí pro nás bude kombinace již zmíněné míry občanských svobod organizace Freedom House (proměnná *civlib*) a kvantitativního vyjádření typu politického režimu (proměnná *polreg*), tj. do jaké míry je země autokratická nebo demokratická. Tato kombinace proměnných nám umožní zjistit,

7 Jedná se o často používané ukazatele aproximující vzdělanostní a zdravotní úroveň společnosti. To dokladuje i skutečnost, že dva z nich jsou součástí indexu lidského rozvoje (pro aktuální metodiku viz UNDP, 2016, pro přehledový článek viz Syrovátka, 2008).

8 Některé výzkumy faktorů alokace pomoci však poukazují na tzv. populační efekt, podle kterého existuje tendence upřednostňovat v alokaci pomoci malé země (viz například Neumayer, 2003).

zda Česká republika v selekci a alokaci pomoci preferuje demokratické či autokratické recipienty. Dosavadní studie alokace pomoci přitom naznačují, že donoři reflektují typ politického režimu v přijímajících zemích a spíše mají tendenci svou pomoc alokovat do zemí demokratických (například Alesina a Dollar, 2000). Data pro proměnnou *polreg* pochází z projektu Polity IV (2015).

Ke zkoumání tzv. „efektu nabalování pomoci“ (nebo také „efektu rozjetého vlaku“) v selekci i alokaci české pomoci použijeme celkový objem hrubé ODA (ve stálých cenách roku 2014 v milionech USD), který do recipientských zemí proudí ze všech států OECD/DAC dohromady (viz například Doucouliagos a Manning, 2009). Proměnná vstoupí do regrese ve zlogaritmované formě (*ln_DACoda*) a umožní nám zjistit, zda ČR inklinuje k poskytování pomoci do zemí, kterým pomáhají také ostatní bilaterální donoři.⁹ Data byla čerpána ze statistické databáze *OECD.Stat* (OECD, 2015b).

V neposlední řadě nás bude zajímat, zda v alokaci české rozvojové pomoci hraje významnou roli setrvačnost politického rozhodování. Teorie říká, že pokud určité zemi bylo alokováno více pomoci v minulém období, pravděpodobně jí bude alokován vyšší objem pomoci i v období následujícím (Harrigan a Wang, 2011). Setrvačnost politického rozhodování budeme kontrolovat pomocí inkluze zpožděné hodnoty vysvětlované proměnné mezi prediktory.

Lze samozřejmě argumentovat, že i jiné proměnné mohou být významným determinantem selekce a alokace rozvojové pomoci. Vzhledem k omezenému počtu pozorování jsme se však nakonec rozhodli další proměnné (například zahraniční dluh příjemců nebo počet žadatelů o azyl v ČR podle recipientských zemí) do naší analýzy nezařadit. Tabulka shrnující použité proměnné je uvedena v příloze 1.

2.2 Metoda analýzy

Naše analýza faktorů teritoriální selekce recipientů a výše alokace české ODA je založena na hybridním modelu, který v jedné rovnici shrnuje jak motivace donorů k poskytování pomoci, tak také potřeby (respektive charakteristiky) recipientů. Faktory selekce a alokace analyzujeme pomocí stejných vysvětlujících proměnných ve dvou oddělených regresích, první probitové a druhé tobitové (viz Dreher *et al.*, 2011). První regrese zkoumá metodou Probit faktory pravděpodobnosti, zda určitá země bude vybrána mezi příjemce české pomoci. Závislou proměnnou v této regresi je tedy binární proměnná udávající skutečnost, zda ČR dané zemi v daném roce nenulovou pomoc alokovala.

Druhá regrese je zaměřena na vysvětlení objemů alokace české pomoci, včetně nulových alokací. Ty jsou také zásadním kritériem pro výběr vhodného modelu, neboť Česká republika ve sledovaném období poskytovala pomoc pouze části ze 156 zkoumaných rozvojových zemí. Přibližně v 51 % případů (tj. konkrétní recipient a konkrétní rok) neposkytla ČR žádnou rozvojovou pomoc, jednalo se tedy o nulovou alokaci pomoci. Je zřejmé, že čelíme problému omezené závislé proměnné v dolní hodnotě, která je rovna nule. Pokud bychom tuto situaci řešili klasickou metodou OLS, popř. pomocí metod náhodných či fixních efektů pro panelová data, naše odhady by byly zkreslené, protože

9 Důvodem tohoto chování může být více rozvinutý „sektor rozvojové pomoci“ a z tohoto titulu jednodušší implementace a snazší průběh rozvojových aktivit (Harrigan a Wang, 2011).

bychom vysvětlovali pouze nenulové alokace české pomoci. V případě omezené závislé proměnné se nám tedy nabízí v podstatě dvě reálné varianty řešení: model Tobit a dvoukrokový model Heckmanův.

Pokud by se nám podařilo nalézt alespoň jednu proměnnou, která ovlivňuje rozhodnutí o alokaci a současně neovlivňuje výši alokace, byl by vhodnější Heckmanův model. V takovém případě bychom totiž mohli sestavit selekční a alokační rovnici tak, aby jednotlivé faktory měly v obou rovnicích odlišný vliv (dokonce i směr vlivu) na závislou proměnnou. Problémem je, že v realitě je obtížné nalézt proměnnou, která ovlivňuje selekci, zatímco druhý krok neovlivňuje (a proto v druhé rovnici oprávněně chybí).¹⁰ Ačkoliv několik málo studií alokací pomoci s Heckmanovým modelem pracuje (Lundsgaarde *et al.*, 2010 nebo Berthélemy, 2006), například Barthel *et al.* (2013: 14) tvrdí, že „žádná proměnná ovlivňující alokaci pomoci výše uvedenou podmínku pravděpodobně nesplňuje“.¹¹

Proto jsme se v souladu s větší částí výzkumů teritoriálních alokací pomoci rozhodli pro aplikaci modelu Tobit (viz Berthélemy a Tichit, 2004, Canavire *et al.*, 2005, McGillivray, 2003 či Dreher *et al.*, 2009 a další). Tento model odhaduje významnost všech parametrů pro vysvětlení závislé proměnné v jednom kroku jednou rovnicí, takže na rozdíl od Heckmana nelze odlišovat faktory selekce a alokace, tudíž není možné zjistit, zda některé faktory neovlivňují selekci a alokaci odlišně (respektive odlišným směrem). Z tohoto důvodu se také zaměřujeme na vysvětlení faktorů selekce v oddělené regresi použitím metody Probit.

V analýze používáme všechny časově variabilní vysvětlující proměnné (kromě *embassy*) zpožděné o jeden rok, abychom vzali v úvahu posloupnost rozhodovacího procesu, pokud jde o selekci a alokaci pomoci. Tímto krokem lze podle některých autorů (viz například Szent-Iványi, 2012 nebo Roodman, 2007) také částečně reagovat na problém potenciální endogenity ve vztahu mezi vysvětlovanou proměnnou a některými vysvětlujícími proměnnými.

Nyní tedy můžeme specifikovat výchozí model pro analýzu alokace české ODA:

$$\ln_CZAid1_{(i,t)} = \alpha + \beta_1 \ln_export_cp_{(i,t-1)} + \beta_2 rvhp_{(i,t)} + \beta_3 embassy_{(i,t)} + \beta_4 dist_{(i,t)} + \beta_5 \ln_gdp_pc_{(i,t-1)} + \beta_6 \ln_popul_{(i,t-1)} + \beta_7 \ln_life_{(i,t-1)} + \beta_8 freedom_{(i,t-1)} + \varepsilon_{(i,t)} \quad (1)$$

10 I když existují formální statistické testy vhodnosti aplikace Heckmanova modelu na konkrétní data (například Waldův test), problémem je, že v případě nesplnění uvedeného předpokladu nejsou tyto testy validní. Jejich výsledek pak nelze považovat za směřodatný při rozhodování o tom, který model je vhodné použít (Brandt a Schneider, 2007).

11 Například Lundsgaarde *et al.* (2010) používají tři proměnné, které podle jejich názoru ovlivňují selekci, ale nikoliv alokaci: vzdálenost mezi donorem a recipientem, jazyk v zemi příjemce a historický koloniální vztah mezi donorem a recipientem. V našem výzkumu jsme se tímto postupem inspirovali a pokusili jsme se v tomto smyslu použít proměnné udávající historické vztahy mezi ČR a recipientem (*rvhp*) a přítomnost české ambasády v zemi příjemce (*embassy*). Pokud by výše uvedené proměnné ovlivňovaly selekci, ale nikoliv alokaci, muselo by platit, že jejich efekt na výši alokace je pro recipientské země, kam ČR alokuje nenulovou pomoc, statisticky nevýznamný. To se pro naše data nepodařilo prokázat ani u jedné z těchto proměnných – obě naopak patřily mezi statisticky nejvýznamnější determinanty alokací nenulové pomoci. Výsledky uvedeného Heckmanova modelu a regresí na nenulová pozorování pro náš výchozí model jsou uvedeny v příloze 2.

Výchozí model pro analýzu selekce recipientů české pomoci je založen na stejných vysvětlujících proměnných, avšak vysvětlovanou proměnnou je binární proměnná (*Aid*) udávající, zda v daném období danému recipientovi ČR rozvojovou pomoc poskytla (*Aid* = 1), či neposkytla (*Aid* = 0). Teritoriální selekci i alokaci české pomoci tedy vysvětlujeme pomocí proměnných, které aproximují jak obchodní a politické zájmy ČR, tedy vzájemné vztahy s daným recipientem (proměnné *ln_export_cp*, *rvhp*, *dist*, *embassy*), tak potřebu pomoci recipienta, respektive vnitřní charakteristiky příjemců, a to ekonomické (*ln_gdp_pc*), sociální (*ln_life*, *ln_popul*) a politicko-institucionální (*freedom*). Takto nastavený model, který odhadujeme pomocí metod Probit (selekce) a Tobit (alokace), v obou případech s náhodnými efekty, považujeme za výchozí. Proměnné však budeme v jednotlivých variantách tohoto modelu alternovat tak, jak bylo nastíněno v první části této sekce.

3. Výsledky a diskuse

Výsledky selekčního i alokačního výchozího modelu i jeho variant pro různé alternativní proměnné shrnuje tabulka 1. Všechny níže uvedené výsledky a interpretace (pokud není explicitně tvrzeno jinak) platí pouze za podmínky *ceteris paribus*. Současně je nutné zdůraznit, že se v tabulce 1 zaměřujeme pouze na identifikaci statisticky významných faktorů, mezni efekty (tj. jak se změni závislá proměnná v reakci na jednotkovou či procentní změnu určité nezávislé proměnné při kontrole vlivu ostatních faktorů) pro výchozí model jsou pro ilustraci uvedeny v příloze 3.

První dva sloupce tabulky ukazují výsledky výchozího modelu (1), který do větší míry potvrzuje naše předpoklady. Objem českého exportu (proměnná *ln_export_cp*) je pozitivním a statisticky významným determinantem selekce i alokace české ODA. Totéž lze konstatovat také o historických faktorech (proměnná *rvhp*), byť jen na 5% hladině významnosti. Vzdálenost mezi Prahou a hlavním městem dané rozvojové země (proměnná *dist*) je významnějším faktorem alokace (na 5% hladině významnosti) než selekce (pouze na 10% hladině). Naproti tomu přítomnost české ambasády (proměnná *embassy*) v zemi není významným determinantem selekce ani alokace. Jedním z možných vysvětlení je to, že rozhodnutí, zda v určité rozvojové zemi bude nebo nebude česká ambasáda, může být ovlivněno podobnými proměnnými, jako rozhodnutí o selekci recipientů, resp. alokaci pomoci. Potvrzuje se tedy, že s výjimkou proměnné *embassy* jsou faktory přibližující motivace donora (ČR) statisticky významné, byť některé na nižší hladině významnosti.

Rovněž proměnné aproximující potřebu rozvojové pomoci v zemi příjemce jsou pro selekci recipientů a alokaci české pomoci podstatné. Statisticky významný negativní vliv vykazuje v obou případech ekonomická úroveň recipienta měřená pomocí HDP na obyvatele (proměnná *ln_gdp_pc*), ČR tedy při kontrole ostatních faktorů v regresi preferuje chudší země jak v jejich selekci, tak ve výši alokované pomoci. Negativní statistickou významnost v obou regresích vykazuje i kvalita institucí měřená indexem svobody (proměnná *freedom*). Záporné znaménko u koeficientu této proměnné signalizuje, že s její vyšší hodnotou (tedy s horší úrovní kvality institucí v zemi příjemce) klesá jak pravděpodobnost selekce mezi recipienty pomoci, tak objem alokované pomoci. Statisticky vysoce signifikantním determinantem je rovněž velikost populace příjemce (proměnná *ln_popul*), kdy ČR v selekci recipientů i z hlediska objemu alokace pomoci upřednostňuje populačně větší země před menšími. Naopak úroveň sociální rozvinutosti (aproximovaná ve výchozích modelech očekávanou délkou dožití, proměnná *ln_life*) příjemců pomoci vykazuje překvapivě pozitivní a statisticky významný vliv na selekci i alokaci.

Tabulka 1 | Regresní modely a jejich výsledky

závislá proměnná pro Tobit model: <i>ln_CZAid1</i> závislá proměnná pro Probit model: <i>Aid</i>									
Proměnné/ Model	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)
	Probit	Tobit	Probit	Tobit	Probit	Tobit	Probit	Tobit	Tobit
<i>ln_export_cp_L1</i>	0,131*** (0,037)	0,613*** (0,177)	0,134*** (0,042)	0,568*** (0,192)	0,149*** (0,043)	0,658*** (0,189)	0,118*** (0,035)	0,468*** (0,164)	0,160 (0,133)
<i>rvhp</i>	0,603** (0,273)	3,855** (1,527)	0,624** (0,293)	3,960** (1,543)	0,357 (0,296)	2,834* (1,453)	0,500** (0,212)	2,793** (1,149)	1,771*** (0,662)
<i>embassy</i>	0,104 (0,191)	1,255 (0,806)	0,095 (0,203)	1,210 (0,818)	0,222 (0,208)	1,766** (0,815)	0,096 (0,176)	1,195 (0,735)	0,958* (0,563)
<i>dist</i>	-0,068* (0,038)	-0,525** (0,211)	-0,077* (0,043)	-0,523** (0,225)	-0,051 (0,042)	-0,332 (0,206)	-0,099*** (0,030)	-0,640*** (0,164)	-0,206** (0,098)
<i>ln_gdp_pc_L1</i>	-0,689*** (0,138)	-3,628*** (0,726)	-0,578*** (0,153)	-2,963*** (0,759)	-0,401** (0,156)	-2,250*** (0,735)	-0,293** (0,124)	-1,999*** (0,637)	-2,039*** (0,393)
<i>ln_popul_L1</i>	0,361*** (0,078)	2,381*** (0,408)	0,411*** (0,099)	2,629*** (0,493)	0,301*** (0,096)	1,907*** (0,454)	0,075 (0,075)	1,073*** (0,367)	0,881*** (0,219)
<i>ln_life_L1</i>	0,076*** (0,016)	0,434*** (0,076)	0,070*** (0,017)	0,387*** (0,077)	0,080*** (0,017)	0,412*** (0,074)	0,056*** (0,013)	0,355*** (0,064)	0,114*** (0,039)
<i>freedom_L1</i>	-0,116** (0,055)	-0,832*** (0,268)					-0,065 (0,049)	-0,528** (0,235)	-0,243 (0,156)
<i>civlib_L1</i>			-0,100 (0,078)	-0,832** (0,343)					
<i>polreg_L1</i>			0,053*** (0,018)	0,267*** (0,078)	0,095*** (0,017)	0,461*** (0,070)			
<i>WGI_avg_L1</i>					-0,979*** (0,208)	-4,403*** (0,892)			
<i>ln_DACoda_L1</i>							0,392*** (0,067)	1,641*** (0,289)	
<i>ln_CZAid1_L1</i>									0,799*** (0,036)
konstanta	-3,344*** (1,259)	-18,933*** (6,634)	-4,544*** (1,483)	-23,616*** (0,601)	-7,043*** (1,556)	-33,080*** (6,747)	-4,489*** (1,021)	-21,421*** (5,138)	0,394 (3,02)
Wald chi²	131,04***	192,21***	105,85***	174,77***	119,77***	211,75***	200,62***	289,81***	1061,63***
Počet pozorování	1932	1932	1713	1713	1717	1717	1776	1776	1932
z toho cenzorovaná		848		686		689		694	848
Počet států (skupin)	140	140	121	121	122	122	133	133	140

Poznámka: V závorkách jsou uvedeny směrodatné chyby pro odhady regresních koeficientů. Regresní koeficienty jsou: ***signifikantní na 1% hladině významnosti; **signifikantní na 5% hladině významnosti; *signifikantní na 10% hladině významnosti. Všechny časově variabilní proměnné (kromě *embassy*) jsou zpožděné o jedno období (rok), což signalizuje kódová přípona „_L1“ v názvu těchto proměnných.

Zdroj: výpočty autorů

Protože existují různé koncepty i dimenze institucionální kvality, alternujeme v modelech (2) a (3) výchozí proměnnou *freedom* jinými vyjádřeními úrovně institucí. V modelu (2) používáme pouze jednu ze složek indexu svobody, konkrétně míru občanských

svobod (proměnná *civlib*), v kombinaci s kvantitativním vyjádřením typu politického režimu (proměnná *polreg*). Zatímco úroveň občanských svobod není statisticky významným faktorem selekce recipientů pomoci, jedná se o významný faktor alokace (s vyšší mírou občanských svobod roste alokace české pomoci). Z koeficientů proměnné *polreg* je patrné, že pravděpodobnost selekce mezi recipienty i výše alokace roste s vyšší úrovní demokracie recipientů. Pokud však nahradíme ukazatel organizace Freedom House zcela odlišným vyjádřením institucionální rozvinutosti, a to průměrem šesti indikátorů úrovně vládnutí (proměnná *WGI_avg*), model přinese rozporuplné výsledky. Obě institucionální proměnné jsou statisticky významné, avšak odlišným směrem: ČR má dle modelu (3) tendenci poskytovat pomoc zemím s vyšší úrovní demokracie (*polreg*), avšak s horší kvalitou institucí (*WGI_avg*), totéž platí i pro objemy alokované pomoci.¹² Výše uvedené institucionální proměnné sice mohou být interpretovány samostatně jako (většinou) statisticky významný faktor selekce a alokace české pomoci, avšak ve své komplexnosti poukazují také na nejednoznačnost toho, zda je či není celková kvalita institucí determinantem selekce a alokace české rozvojové pomoci.

V modelu (4) testujeme efekt nabalování pomoci, tedy přidáváme do výchozího modelu proměnnou udávající celkovou bilaterální oficiální rozvojovou pomoc (ODA) směřovanou do recipientských zemí (proměnná *ln_DACoda*). Chceme tím zjistit, zda ČR inklinuje k poskytování pomoci do zemí, do kterých velké objemy pomoci od jiných bilaterálních donorů již proudí. Zkoumaná proměnná je signifikantní na 1% hladině významnosti v selekční i alokační regresi, což naznačuje, že pro ČR je efekt nabalování pomoci příznivý. Zatímco v tobitové regresi se výsledky ostatních proměnných téměř nezmění, pro pravděpodobnost selekce mezi recipienty nyní nejsou statisticky významnými faktory kvalita institucí a velikost populace přijímající země.

Modelem (5) testujeme efekt setrvačnosti (pouze) pro alokace české pomoci, a to prostřednictvím inkluze zpožděné hodnoty závislé proměnné mezi regresory (proměnná *ln_CZAid1*). Tato proměnná je vysoce statisticky významná, efekt setrvačnosti v alokacích pomoci je tedy pro ČR typický. V modelu současně pozbývají statistickou signifikanci faktory objem exportu a kvalita institucí, nicméně ostatní proměnné si svou významnost zachovávají.

Kromě reportovaných výsledků jsme zkoumali další v literatuře zmíněné situace. Někteří autoři (například Berthélemy a Tichit, 2004 nebo Lundsgaarde *et al.*, 2010) používají k aproximaci ekonomických zájmů obrat vzájemného obchodu namísto objemu exportu donora. Nahrazení exportu bilaterálním obchodem v našich regresích výsledky významně neovlivnilo. Podobně ani různá vyjádření sociální rozvinutosti recipientů výsledky selekční nebo alokační regrese v zásadě neovlivnily.¹³ V neposlední řadě jsme se také zaměřili na potenciální kolinearitu v současném používání celkové populace recipienta a absolutního objemu exportu, resp. obratu bilaterálního obchodu v jedné tobitové regresi (viz Canavire *et al.*, 2005). Vynechání jedné z proměnných vždy zvýšilo (již tak vysokou) signifikanci

12 V modelu (3) navíc ztratí statistickou významnost proměnná *dist* a de facto také proměnná *rvhp*.

13 Výchozí ukazatel sociální rozvinutosti, očekávanou délku dožití, jsme v modelech alternovali s dětskou úmrtností do pěti let (*ln_u5mort*) a průměrným počtem let školní docházky (*ln_myed*). K dvěma významnějším změnám výsledků došlo pouze při použití proměnné *ln_myed*. Zprv, v modelu (2) v selekční regresi vzrostla významnost proměnné *dist* a proměnné *civlib* (obě významné na 5% hladině). Zadruhé, v modelu (3) v alokační regresi zásadně vzrostla významnost proměnných *dist* a *rvhp* (obě významné na 5% hladině) a klesla významnost proměnné *embassy* (nevýznamná na 10% hladině).

druhé proměnné, nicméně ostatní regresní výsledky nebyly příliš ovlivněny. Ačkoliv tedy současné zařazení obou diskutovaných proměnných do modelu může vést k menší míře kolinearit, jejich izochronní použití v našich regresích možné je.

3.1 Shrnutí hlavních výsledků regresní analýzy

Z našeho výzkumu a zkoumaných modelů vyplývá několik zásadních závěrů pro selekci a alokaci české rozvojové pomoci (všechny výsledky platí za podmínky *ceteris paribus*):

1. Objem českého exportu (i obrát vzájemného obchodu) je pozitivním a statisticky významným determinantem selekce recipientů i objemu alokované pomoci: vyšší český export (resp. obrát vzájemného obchodu) implikuje vyšší pravděpodobnost selekce i vyšší objemy alokace pomoci.
2. Historické faktory (členství, status pozorovatele nebo užší spolupráce s RVHP) jsou pozitivním a statisticky významným faktorem selekce i alokace české pomoci: ČR poskytuje v průměru více pomoci zemím, které měly historicky blízko k RVHP.
3. Vzdálenost mezi ČR a recipientskou zemí (tj. mezi Prahou a hlavním městem recipienta) je negativním marginálně významným faktorem selekce recipientů a alokace české pomoci: s rostoucí vzdáleností klesá pravděpodobnost selekce i objem alokované pomoci. Tento vztah je statisticky méně významný v selekčních regresích.
4. Ekonomická úroveň (potenciální) recipientské země je statisticky významným negativním faktorem české pomoci: ČR inklinuje k poskytování pomoci spíše do chudších zemí a také alokace pomoci se v průměru zvyšují s nižší ekonomickou úrovní recipientů.
5. Překvapivým výsledkem je pozitivní statistická významnost úrovně sociálního rozvoje pro selekci recipientů a alokace české pomoci: pravděpodobnost selekce i výše alokované pomoci rostou s rostoucí úrovní sociální rozvinutosti (potenciálních) recipientů, což do značné míry odporuje předpokladu, podle kterého mají donoři poskytovat více pomoci potřebnějším zemím.
6. Velikost populace zemí přijímajících pomoc je statisticky významným a pozitivním faktorem selekce i alokace české pomoci: pravděpodobnost poskytnutí pomoci se zvyšuje s velikostí populace potenciálního příjemce, a také objem alokované pomoci roste s velikostí populace recipienta.
7. Úroveň politicko-institucionálního rozvoje (potenciálních) recipientů hraje v selekci i alokaci české pomoci nejasnou roli. Pokud budeme tyto faktory interpretovat zvlášť, pak má ČR sklon preferovat země, které jsou demokratičtější a svobodnější, avšak mají horší (šířeji definovanou) kvalitu institucí. Tato zjištění však zároveň poukazují na potenciální nejednoznačnost celkové kvality institucí jakožto určujícího faktoru pro selekci i alokaci české pomoci.¹⁴
8. V selekci i v alokaci české rozvojové pomoci je patrný efekt nabalování pomoci: ČR vybírá recipienty a alokuje svou pomoc spíše zemím, které jsou současně recipienty většího celkového objemu bilaterální pomoci od ostatních donorů sdružených v OECD/DAC.

14 Nejasné (resp. překvapivé) výsledky pro šířeji definovanou kvalitu institucí (resp. pro sociální indikátory) se nezmění ani v případě, že bychom z modelů (kvůli podezření na kolinearitu mezi proměnnými) vyřadili proměnnou HDP na obyvatele.

9. Pro alokaci české pomoci je charakteristická setrvačnost politického rozhodování: recipienti, kterým ČR alokuje větší objem pomoci v průběžném roce, obdrží v průměru vyšší pomoc i v roce následujícím. To však není vzhledem k politickému programování pomoci na delší časová období nikterak překvapivé.
10. Naše výsledky také ukazují, že pro selekci recipientů ani alokaci české pomoci v období let 1998–2013 v zásadě nebyla významným faktorem přítomnost české ambasády v dané zemi.

Závěr

V našem článku jsme analyzovali faktory selekce recipientů a teritoriální alokace české bilaterální oficiální rozvojové pomoci v období let 1998–2013. Cílem našeho výzkumu bylo zjistit, jaké faktory selekci a alokaci pomoci určují, resp. zda je vliv českých zájmů a reflexe potřeb recipientů určující pro selekci i alokaci. Na základě ekonometrické teorie a dosavadních empirických výzkumů byl nejdříve identifikován vhodný přístup a tomu odpovídající modely. Pro naše panelová data se ukázaly jako nejvhodnější modely Probit pro zkoumání faktorů selekce a Tobit pro zkoumání faktorů alokace (obě metody s náhodnými efekty). Současně jsme aplikovali hybridní přístup, který v jedné regresní rovnici shrnuje obě skupiny faktorů: jak faktory aproximující zájmy donora a vzájemné vztahy mezi donorem a recipientem, tak faktory ukazující na potřebnost pomoci prostřednictvím vnitřních charakteristik recipientských zemí.

Výsledky získané pro selekci i alokaci bilaterální české rozvojové pomoci nejsou v zásadě překvapující. Ukazuje se, že ČR inklinuje k výběru zemí a poskytování v průměru většího objemu pomoci do zemí, s nimiž má historicky významné vztahy, do nichž více exportuje (resp. s nimiž více obchoduje), které jsou jí geograficky bližší a také populačně větší. Sporná je nicméně reflexe potřeb recipientů v selekci i alokaci české pomoci: zatímco pravděpodobnost selekce i výše alokované pomoci v průměru rostou s klesající ekonomikou úrovní recipientů, naopak je tomu v souvislosti s úrovní sociálního rozvoje příjemců. Potenciálně rozporuplný je rovněž efekt kvality institucí recipientských zemí na selekci i alokaci české pomoci, což však souvisí s obtížnou aproximací tohoto fenoménu, resp. s různými teoretickými koncepty a vymezením institucí. Nahlížíme-li na úroveň politicko-institucionálního rozvoje odděleně, pak má ČR tendenci selektovat státy i alokovat větší objemy pomoci příjemcům, kteří jsou demokratičtější a svobodnější, avšak s horší kvalitou (šířeji definovaných) institucí. Přítomnost české ambasády v zásadě nebyla identifikována jako významný faktor selekce i alokace. Ze získaných výsledků rovněž vyplývá, že pro bilaterální českou ODA jsou charakteristické efekty nabalování pomoci a setrvačnosti v politickém rozhodování (pokud jde o alokaci pomoci).

Uvedené poznatky mohou představovat relevantní bázi pro tvorbu či modifikaci české rozvojové politiky, především pokud jde o její zaměření a efektivitu. V tomto kontextu je však možné konstatovat, že námi prezentované závěry jsou pro selekci i alokaci české pomoci v zásadě očekávané, byť v některých ohledech poněkud nejednoznačné (reflexe potřeb či kvality institucí recipientů v selekci i alokaci pomoci). Současně naše výsledky zčásti popírají politické proklamace o tom, že česká ODA má směřovat spíše tam, kam pomoc ostatních členů OECD/DAC neproudí (ČRA, 2015: 12). V této souvislosti ovšem připouštíme, že vnitro-státní alokaci české pomoci v rámci recipientských zemí jsme nezkoumali.

Literatura

- Alesina, A., Dollar, D. (2000). Who Gives Foreign Aid to Whom and Why? *Journal of Economic Growth*, 5(1), 33–63.
- Barthel, F., Neumayer, E., Nunnenkamp, P., Selaya, P. (2013). *Competition for Export Markets and the Allocation of Foreign Aid: The Role of Spatial Dependence among Donor Countries*. Kiel Institute for the World Economy. Kiel Working Paper No. 1875.
- Berthélemy, J. C. (2006). Bilateral Donors' Interest vs. Recipients' Development Motives in Aid Allocation: Do All Donors Behave the Same? *Review of Development Economics*, 10(2), 179–194, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2006.00311.x>
- Berthélemy, J. C., Tichit, A. (2004). Bilateral Donors' Aid Allocation Decisions—A Three-dimensional Panel Analysis. *International Review of Economics & Finance*, 13(3), 253–274, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2003.11.004>
- Bowles, P. (1987). Foreign Aid and Domestic Savings in Less Developed Countries: Some Tests for Causality. *World Development*, 15(6), 789–796, [https://doi.org/10.1016/0305-750x\(87\)90060-x](https://doi.org/10.1016/0305-750x(87)90060-x)
- Brandt, P. T., Schneider, C. J. (2007). *So the Reviewer Told You to Use a Selection Model? Selection Models and the Study of International Relations*. Dostupné z: http://polisci2.ucsd.edu/cjschneider/working_papers/pdf/Selection-W041.pdf.
- Canavire, G., Nunnenkamp, P., Thiele, R., Triveño, L. (2005). *Assessing the Allocation of Aid: Developmental Concerns and the Self-Interest of Donors*. Kiel Institute for World Economics. Kiel Working Paper No. 1253, <https://doi.org/10.2139/ssrn.750284>
- Collier, P., Dollar, D. (2004). Development Effectiveness: What Have We Learnt? *The Economic Journal*, 114(496), F244–F271, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00221.x>
- Cooray, N., S., Gottschalk, R., Shahiduzzaman, Md. (2005). *Will Japan Increase Aid and Improve its Allocation to Help the Poorer Countries Achieve the Millennium Development Goals?* Institute of Development Studies, Brighton. IDS Working Paper No. 243.
- ČRA (2015). *Koncepce zahraniční rozvojové spolupráce České republiky na období 2010–2017*. Dostupné z: <http://www.czda.cz/editor/filestore/File/Zakladnidokumenty/Koncepce%20zahranicni%20rozvojove%20spoluprace%20na%20obdobi%202010-2017.pdf>
- Doucouliaios, H., Manning, E. (2009). *The Allocation of Development Aid Assistance: Do new donors have old motives?* Deakin University. School Working Paper, Economics Series SWP 2009/17. Deakin University.
- Dreher, A., Nunnenkamp, P., Öhler, H., Weisser, J. (2009). *Acting Autonomously or Mimicking the State and Peers? A Panel Tobit Analysis of Financial Dependence and Aid Allocation by Swiss NGOs*. Kiel Institute for the World Economy. Kiel Working Paper No. 1486.
- Dreher, A., Nunnenkamp, P., Thiele, R. (2011). Are 'New' Donors Different? Comparing the Allocation of Bilateral Aid Between nonDAC and DAC Donor Countries. *World Development*, 39(11), 1950–1968, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.07.024>
- Freedom House (2015). *Freedom in the World Country Ratings, 1972–2014*. Dostupné z: <https://freedomhouse.org/sites/default/files/Individual%20Country%20Ratings%20and%20Status%2C%201973-2015%20%28FINAL%29.xls>
- Harrigan, J., Wang, C. (2011). A New Approach to the Allocation of Aid Among Developing Countries: Is the USA different from the Rest? *World Development*, 39(8), 1281–1293, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.12.011>

- Heckman, J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 475–492.
- Heckman, J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153–161, <https://doi.org/10.2307/1912352>
- Horký, O. (2011). Depoliticization, Instrumentalization and Legitimacy of Czech Development Cooperation: A Case of Imposed Altruism? *Éthique et Économique/Ethics and Economics*, 8(1), 120–132.
- Horký-Hlucháň, O. (2015). The Development Dimension of Czech Foreign Policy, in Kořan, M., ed., *Czech Foreign Policy in 2013: Analysis*. Prague: Institute of International Relations, pp. 338–364. ISBN 978-80-87558-21-8.
- Krylová, P., Syrovátka, M., Opršal, Z. (2012). Assessing the Aid Effectiveness of the Czech Republic: Commitment to Development Index and Beyond. *Perspectives on European Politics and Society*, 13(1), 100–116, <https://doi.org/10.1080/15705854.2011.649170>
- Lundsgaarde, E., Breunig, C., Prakash, A. (2010). Instrumental Philanthropy: Trade and the Allocation of Foreign Aid. *Canadian Journal of Political Science*, 43(3), 733–761, <https://doi.org/10.1017/s0008423910000661>
- Majerová, I. (2012). International Development Cooperation of the Czech Republic in the Context of European Development. *Prague Economic Papers*, 21(2), 166–185, <https://doi.org/10.18267/j.ppep.417>
- McGillivray, M. (2003). *Modelling Aid Allocation: Issues, Approaches and Results*. World Institute for Development Economics Research. Helsinki Discussion Paper No. 2003/49.
- McKinlay, R., D., Little, R. (1979). The US Aid Relationship: A Test of the Recipient Need and the Donor Interest Models. *Political Studies*, 27(2), 236–250, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9248.1979.tb01201.x>
- MZV (2016). *Oficiální rozvojová pomoc (ODA) ČR za rok 2014*. Ministerstvo zahraničních věcí ČR. Dostupné z: http://www.mzv.cz/jnp/cz/zahranicni_vztahy/rozvojova_spoluprace/koncepcie_publikace/vyrocní_prehledy/oficialni_rozvojova_pomoc_oda_cr_za_rok_1.html
- MZV (2015). *Výroční zprávy a dokumenty*. Ministerstvo zahraničních věcí ČR. Dostupné z: http://www.mzv.cz/jnp/cz/zahranicni_vztahy/vyrocní_zpravy_a_dokumenty/
- Neumayer, E. (2003). *The Pattern of Aid Giving: The Impact of Good Governance on Development Assistance*. London: Routledge. ISBN 978-0415298117.
- OECD (2015a). *DAC List of ODA Recipients*. Organization for Economic Co-operation and Development. Dostupné z: <http://www.oecd.org/dac/stats/daclist.htm>
- OECD (2015b). *OECD.Stat*. Organization for Economic Co-operation and Development. Dostupné z: <http://stats.oecd.org/Index.aspx>
- Opršal, Z., Harmáček, J., Syrovátka, M. (2017). Geography of Czech Aid: Where and why Czechia promotes development? *Geografie*. 122(2), *in press*.
- Opršal, Z., Harmáček, J., Syrovátka, M. (2016). The Allocation of Czech Foreign Aid in Sub-Saharan Africa: The Influence of Historical Relationships. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*. 9(4), 325–343, <https://doi.org/10.1504/ijepee.2016.10002392>
- Polity IV (2015). *Polity IV Individual Country Regime Trends, 1946–2013*. Dostupné z: <http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm>

- Roodman, D. (2007). *Macro Aid Effectiveness Research: A Guide for the Perplexed*. Center for Global Development. Washington Working Paper No. 134, <https://doi.org/10.2139/ssrn.1101461>
- Syrovátka, M. (2008). Jak (ne)měřit kvalitu života: Kritické pohledy na index lidského rozvoje. *Mezinárodní vztahy*, 43(1), 9–37.
- Syrovátka, M., Krylová, P. (2012). Aid Dimension of the Commitment to Development Index: Case Study of the Czech Republic. *International Journal of Sustainable Economy*, 4(4), 323–339, <https://doi.org/10.1504/ijse.2012.049611>
- Szent-Iványi, B. (2012). Aid Allocation of the Emerging Central and Eastern European Donors. *Journal of International Relations and Development*, 15(1), 65–89.
- Tobin, J. 1958. Estimation of Relationships for Limits Dependent Variables. *Econometrica*, 26(1), 24–36, <https://doi.org/10.2307/1907382>
- UNDP (2015). *Human Development Reports: Data*. United Nations Development Programme. Dostupné z: <http://hdr.undp.org/en/data>
- UNDP (2016). *Human Development Index (HDI)*. Dostupné z: <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-index-hdi>
- United Nations (2016). *UN Comtrade Database*. Dostupné z: <http://comtrade.un.org/data/>
- World Atlas (2015). *Flight Distance Mileage Calculator*. Dostupné z: http://www.worldatlas.com/travelaids/flight_distance.htm
- World Bank (2015a). *World Development Indicators*. Dostupné z: <http://data.worldbank.org/indicator>
- World Bank (2015b). *Worldwide Governance Indicators*. Dostupné z: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#home>
- Younas, J. (2008). Motivation for Bilateral Aid Allocation: Altruism or Trade Benefits. *European Journal of Political Economy*, 24(3), 661–674, <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2008.05.003>
- Zwass, A. 1989. *The Council for Mutual Economic Assistance: The Thorny Path from Political to Economic Integration*. NY; London: M. E. Sharpe.

Přílohy

Příloha 1 | Tabulka použitých proměnných

Název	Popis	Jednotka	Zdroj dat
CZAid (ln, L1)	oficiální rozvojová pomoc (Official Development Assistance, ODA)	USD, hrubé toky ODA, konstantní ceny 2014	OECD (2015b)
Aid	pomoc ano – pomoc ne	dummy (= 1, pokud ČR poskytla nenulovou ODA)	OECD (2015b)
export_cp (ln, L1)	vývoz ČR (do dané země)	USD, konstantní ceny 2010	United Nations (2016)
gdp_pc (ln, L1)	hrubý domácí produkt na osobu	mezinárodní dolary v paritě kupní síly, konstantní ceny 2011	World Bank (2015a)
popul (ln, L1)	populace	tisíce obyvatel	World Bank (2015a)
life (ln, L1)	očekávaná délka dožití (při narození)	roky	World Bank (2015a)
myed (ln, L1)	průměrný počet let školní docházky (ve všech stupních vzdělávání)	roky	UNDP (2015)
u5mort (ln, L1)	úmrtnost dětí mladších 5 let	počet úmrtí (na 1 000 živě narozených)	World Bank (2015a)
civlib (L1)	míra občanských svobod	index, hodnoty od 1 (nejlepší) do 7 (nejhorší)	Freedom House (2015)
freedom (L1)	index svobody (průměr míry politických práv a míry občanských svobody)	index, hodnoty od 1 (nejsvobodnější) do 7 (nejméně svobodný)	Freedom House (2015)
WGI_avg (L1)	ukazatele globálního vládnutí (Worldwide Governance Indicators, WGI)	průměr šesti sub-indexů, hodnoty od -2,5 (nejhorší) do 2,5 (nejlepší)	World Bank (2015b)
rvhp	členství, přidružení, status pozorovatele nebo užší spolupráce s Radou vzájemné hospodářské pomoci (RVHP)	dummy (= 1, pokud země byla členem, přidružená, pozorovatelem či spolupracovala s RVHP)	Zwass (1989)
dist	vzdálenost mezi Prahou a hlavním městem země	tisíce kilometrů	World Atlas (2015)
embassy	ambasáda ČR (v dané zemi)	dummy (= 1, pokud v dané zemi česká ambasáda je)	MZV (2015)
polreg (L1)	typ politického režimu	hodnoty od -10 (silná autokracie) do 10 (stabilní demokracie)	Polity IV (2015)
DACoda (ln, L1)	celková ODA zemí DAC danému recipientovi	USD, hrubé toky ODA, konstantní ceny 2014	OECD (2015b)

Poznámka: Kód „ln“ znamená, že do regrese vstoupila proměnná v logaritmické podobě. Časově variabilní proměnné (kromě *embassy*) vstoupily do regrese zpožděné o jedno období (rok), což signalizuje kód „L1“.

Závislá proměnná: <i>ln_CZAid</i>							
Proměnné\ Model	Heckman (MLM)		Heckman (Probit + OLS)		náhodné efekty (RE)	fixní efekty (FE)	„pooled“ model
	selekce	alokace	selekce	alokace			
<i>ln_export_cp_L1</i>	0,074*** (0,022)	0,065 (0,051)	0,132*** (0,024)	−0,110 (0,115)	0,033 (0,055)	0,017 (0,057)	0,101** (0,044)
<i>rvhp</i>	0,958*** (0,088)		0,481*** (0,090)		1,505*** (0,367)		1,510*** (0,136)
<i>embassy</i>	0,191*** (0,069)		0,026 (0,097)		0,639*** (0,159)	0,516*** (0,171)	0,849*** (0,111)
<i>dist</i>	0,006 (0,012)	−0,053** (0,024)	−0,027** (0,013)	−0,012 (0,048)	−0,096** (0,044)		−0,009 (0,020)
<i>ln_gdp_pc_L1</i>	−0,435*** (0,051)	0,152 (0,112)	−0,564*** (0,057)	0,805** (0,330)	−0,309 (0,213)	−0,255 (0,419)	−0,348*** (0,099)
<i>ln_popul_L1</i>	0,214*** (0,031)	−0,067 (0,058)	0,198*** (0,034)	−0,240** (0,121)	0,225*** (0,079)	−0,594 (1,287)	0,063 (0,056)
<i>ln_life_L1</i>	0,019*** (0,005)	−0,005 (0,009)	0,032*** (0,006)	−0,044* (0,023)	0,021 (0,021)	0,047 (0,055)	0,007 (0,008)
<i>freedom_L1</i>	−0,085*** (0,023)	0,006 (0,038)	−0,051** (0,023)	0,037 (0,074)	−0,152** (0,066)	−0,219** (0,096)	−0,072** (0,032)
konstanta	−0,306 (0,380)	11,619*** (0,676)	0,551 (0,443)	13,950*** (1,518)	10,720*** (1,44)	17,044 (9,777)	11,657*** (0,637)
Wald chi2	41,53***		14,80**		124,75***		
<i>lambda</i>	−1,559*** (0,082)		−3,801*** (0,822)				
Pozorování	1 932		1 932		1 084	1 084	1 084
z toho cenzorovaná	848		848				
Počet států (skupin)					115	115	
F test						3,41***	62,79***
R2 (overall)					0,321	0,000	0,334

Poznámka: V závorkách jsou uvedeny směrodatné chyby pro odhady regresních koeficientů. Regresní koeficienty jsou: ***signifikantní na 1% hladině významnosti; **signifikantní na 5% hladině významnosti; *signifikantní na 10% hladině významnosti. Všechny časově variabilní proměnné (kromě *embassy*) jsou zpožděné o jedno období (rok), což signalizuje kódová přípona „_L1“ v názvu těchto proměnných. Pro modely Heckman (MLM), RE, FE a *pooled* OLS model byly použity robustní směrodatné chyby.

závislá proměnná pro Probit model: <i>Aid</i> závislá proměnná pro Tobit model: <i>ln_CZAid1</i>								
Model / Proměnné	<i>ln_export_ cp_L1</i>	<i>rvhp</i>	<i>embassy</i>	<i>dist</i>	<i>ln_gdp_ pc_L1</i>	<i>ln_popul_L1</i>	<i>ln_life_L1</i>	<i>freedom_L1</i>
Probit	0,051*** (0,015)	0,225** (0,094)	0,041 (0,075)	−0,027* (0,015)	−0,271*** (0,055)	0,142*** (0,031)	0,030*** (0,006)	−0,046** (0,022)
Tobit	0,397*** (0,116)	2,667** (1,124)	0,819 (0,529)	−0,339** (0,137)	−2,348*** (0,477)	1,541*** (0,265)	0,281*** (0,049)	−0,539*** (0,174)

Poznámka: Uvedené koeficienty jsou mezní efekty (model Probit) a celkové mezní efekty (model Tobit) pro průměrné hodnoty vysvětlujících proměnných výchozího modelu. V závorkách jsou uvedeny směrodatné chyby pro odhady mezních efektů. Mezní efekty jsou: ***signifikantní na 1% hladině významnosti; **signifikantní na 5% hladině významnosti; *signifikantní na 10% hladině významnosti. Časově variabilní proměnné (kromě *embassy*) jsou zpožděné o jedno období (rok), což signalizuje kódová přípona „_L1“ v názvu těchto proměnných. Pro vysvětlující proměnné vyjádřené logaritmicky lze uvedené mezní efekty interpretovat jako elasticity; pro vysvětlující proměnné nevyjádřené v logaritmech je interpretace mezních efektů složitější.

Zdroj: tabulky v příloze – výpočty autorů