

EMPIRICKÁ VERIFIKACE EXPORTNÍ FUNKCE S AKCENTEM NA VLIV KURZU ČESKÉ KORUNY K EURU

Martin Mandel, Van Quang Tran*

Abstract

An Empirical Verification of Export Function Focused on the Impact of EUR/CZK Exchange Rate

The traditional view of international economics is that exchange rate is a leading factor which can strongly affect a country's foreign trade. However, the production fragmentation widespread around the world due to the recent globalization may weaken the role of exchange rate on international trade. As the Czech economy is a very open one, a quantitative knowledge of the impact of exchange rate on export is a valuable information for all actors in the economy. In our contribution, we examine effect of the exchange rate of the Czech crown on domestic export in three macroeconomic models in both short and long run. The first one is a Keynesian model representing the demand for export in the form of marginal propensities. The second one is a VAR model in elasticities of the reduced form. The last one is a structural model resulting from the findings from the previous one. To estimate their parameters, we use quarterly data from 2000 Q1 to 2016 Q1. In all three cases we identify statistically significant impact of exchange rate on export in short-run models.

Keywords: export functions, exchange rate, Keynesian model, VAR model, structural model

JEL Classification: E12, F14, F37

Úvod

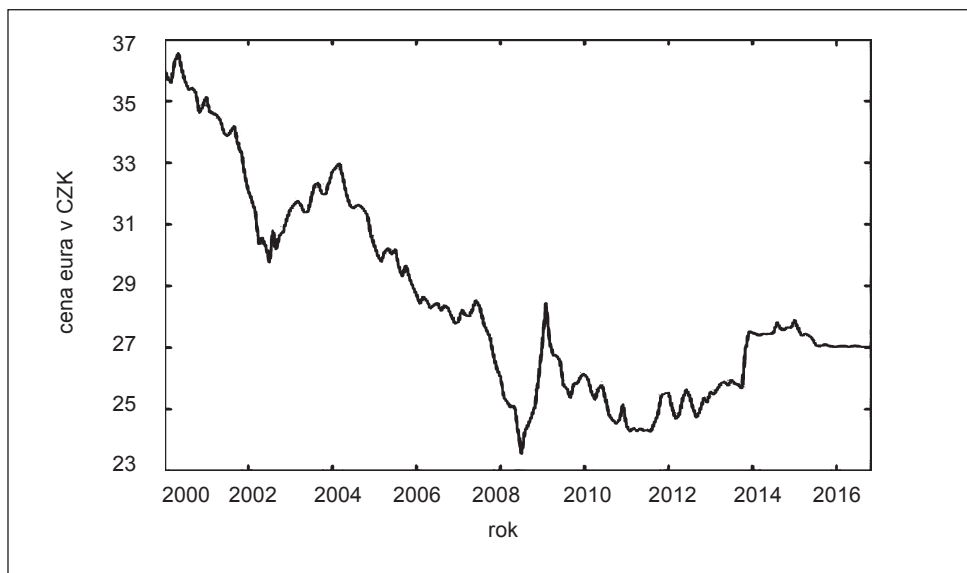
Exportní funkce a její empirická verifikace patří v případě malých otevřených ekonomik mezi základní stavební kameny makroekonomických modelů. Význam změny kurzu pro vývoj exportu v krátkém a dlouhém období je historicky často diskutovaným tématem. K oživení diskuse tohoto problému v České republice přispělo rozhodnutí bankovní rady ČNB z listopadu 2013 o využití devizových intervencí a kurzového závazku k depreciaci české koruny na úroveň s dolním limitem 27 CZK/EUR. Na obrázku 1 můžeme pozorovat, že oslabování české koruny již započalo daleko dříve, a to z hodnoty 24,1130 CZK/EUR (uzavírací kurz 1. srpna 2011), resp. z průměrné měsíční hodnoty 24,30 CZK/EUR za srpen 2011. Oslabování koruny bylo zpočátku spontánně tržní, dále pak pod tlakem verbálních intervencí ČNB a následně bylo iniciováno devizovými intervencemi a kurzovým závazkem ČNB.¹

* **Martin Mandel** (martin.mandel@vse.cz), **Van Quang Tran** (tran@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví.

Článek vznikl s podporou Projektu P402/12/G097 GAČR DYME – *Dynamické modely v ekonomii*. Autoři děkují doc. Karlu Brůnovi za cenné připomínky k původní formě textu.

1 Nejslabší denní kurz koruny byl 27,8019 CZK/EUR 1. října 2014.

Obrázek 1 | Vývoj měnového kurzu CZK/EUR (měsíční data)



Zdroj: ČNB-ARAD

ČNB nekomunikovala intervenční oslabení koruny z pozice významu pro výkonnou bilanci ČR. V souladu s hlavním cílem měnové politiky a transmisním mechanismem cílování inflace primárně považovala intervenční oslabení koruny jako krok ke zvýšení inflačních očekávání a k dosažení inflačního cíle v podmínkách „nulových“ úrokových sazeb.² Sekundárně pak za prorůstový faktor, který umožní udržení a tvorbu nových pracovních míst a zabrání ztrátám u hrubého domácího produktu. V tomto směru je však vliv kurzu na export zboží a služeb nezanedbatelnou součástí transmisního mechanismu směřujícího k vývoji HDP.

Cílem článku je empiricky verifikovat roli měnového kurzu v alternativních modelech exportních funkcí a pokusit se dát odpověď na otázku, zda depreciace kurzu české koruny může mít příznivé dopady na reálný export zboží a služeb v krátkém a dlouhém období. Náš přístup k exportní funkci je makroekonomický³ a je založený na alternativních formách modelů. V případě kurzu jako vysvětlující proměnné volíme záměrně bilaterální kurz CZK/EUR (nikoliv tedy nominální nebo reálný efektivní kurz), neboť právě

2 „Cílem zahájených intervencí na devizovém trhu je kompenzovat nemožnost poklesu měnově-politických úrokových sazeb do záporných hodnot a současně urychlit prostřednictvím oslabeného měnového kurzu návrat inflace k cíli ČNB. Dosažení uvedeného záměru je jen z části zprostředkováno kanálem čistého vývozu, a dopady oslabeného kurzu do něj tak považujeme za sekundární. Primárním cílem je ovlivnit inflační očekávání.“ (Holub a Král, 2013) Podrobný analytický rozbor této problematiky Franta, Holub, Král, Kubicová, Šmídková, Vašíček (2014).

3 Alternativní odvětvový přístup k exportní (resp. importní) funkci reprezentují např. monografie Winterse (1981) nebo odborná stat' Hanouska a Kočendy (2014).

tento kurz je klíčový z hlediska kurzové politiky ČNB. Empirická verifikace exportní funkce je provedena na časové řadě za období 1/2000–1/2016.

Článek je členěn následovně. První kapitola poskytuje přehled domácí i zahraniční literatury z oblasti analýzy exportní funkce s důrazem na evidenci vysvětlujících proměnných, které byly charakteristické pro jednotlivé přístupy. Ve druhé kapitole čtenář najde seznam vysvětlujících proměnných, se kterými následně pracujeme v jednotlivých modelech, a základní popisné statistiky. Třetí kapitola obsahuje specifikaci a empirickou verifikaci poptávkového přístupu k exportní funkci keynesovského typu, který pracuje s parametry ve formě mezních sklonů. Ve čtvrté kapitole využíváme VAR model (první difference logaritmovaných časových řad) pro testování modelu zahrnující tři endogenní proměnné (reálný export, zahraniční ceny exportu a kurz CZK/EUR) a sadu exogenních proměnných odrážející jak stranu poptávky po exportu, tak i stranu nabídky exportu. V páté kapitole pak formulujeme a odhadujeme strukturální nabídkový a poptávkový model exportu zboží a služeb při určitých a teoreticky vysvětlených restrikcích na zvolené parametry.

1. Přehled literatury a dosavadních výsledků empirického výzkumu

V případě empirické verifikace exportní funkce je nejvíce citován článek autorů Goldsteina a Khana (1978), kteří jako první řeší problém identifikace při simultánním odhadu dvourovnicového modelu nabídky exportu a poptávky po exportu. Formulují a odhadují model, kde poptávka po exportu je funkcí zahraničního důchodu a poměru domácích exportních cen ke světovým exportním cenám, a domácí nabídka exportu je funkcí domácí výrobní kapacity a poměru domácích exportních cen k domácím cenám. V jejich modelu nevystupuje samostatně měnový kurz. Zřejmě proto, že odhady byly provedeny pro období pevných brettonwoodských kurzů (1955–1970). Sporná je rovněž otázka stacionarity časových řad v případě ekonometrické verifikace zvolených modelů v citovaném článku. Autoři odhadují model na nestacionárních úrovněových datech, což vede k vysokým hodnotám koeficientu determinace, avšak s rizikem existence falešné kauzality.

Riedel (1988) a Athukorala a Riedel (1994) analyzují exportní funkci Hongkongu jako případu výrazně otevřené rozvíjející se ekonomiky. Pomocí dvojstupňové metody nejmenších čtverců a později kointegrační analýzy potvrzují hypotézu o malé otevřené price taker ekonomice. Dospívají k závěru, že objem exportu nemá statisticky významný vliv na ceny exportu, které jsou naopak výrazně determinované světovými cenami. V případě Hongkongu je tedy podle nich zahraniční poptávka po exportu nekonečně pružná a o výši exportu rozhoduje funkce nabídky exportu.

Muscattelli *et al.* (1992) řeší v oblasti exportní funkce jako jedni z prvních problém nestacionarity časových řad. Testují stupeň integrace, provádějí kointegrační analýzu a empiricky verifikují exportní funkci Hongkongu s využitím modelu korekce chyby. V případě dlouhého období dospívají k závěru, že i malá ekonomika může být vystavena problému nízké cenové elasticity poptávky po jejím exportu.

Vedle „standardních“ vysvětlujících proměnných opakovaně testovaných v kontextu exportní funkce jsou testovány i vysvětlující proměnné, které odrážejí historická a ekonomická specifika jednotlivých zemí. Grullon (2012) diferencuje exportní funkci podle

charakteru hospodářského rozvoje země. Zjišťuje, že při „outward-oriented growth“ (období 1985–2005) jsou cenové elasticity exportu významně nižší než v období „inward-oriented growth“ (období 1960–1984). Altintas a Türker (2014) v případě Turecka zahrnují do exportní funkce jako vysvětlující proměnnou přímé zahraniční investice. Thaver a Bova (2014) v případě ekvádorské ekonomiky zahrnují dummy proměnnou pro dolarizaci a dále zahrnují vysvětlující proměnnou odrážející volatilitu reálného kurzu. Kharroubi (2011) při analýze salda obchodní bilance pro skupinu zemí EU mezi vysvětlující proměnné zahrnuje absorpci. Je však otázkou, zda tato proměnná při analýze salda obchodní bilance ovlivňuje export nebo import.⁴ Baláz a Hamara (2016) se zaměřili na význam německé ekonomiky pro slovenský export zboží a služeb. Na základě kointegrační analýzy dochází k závěru, že pro slovenský export je důležitý německý import a export a nikoliv německé HDP a poptávka.

Následující výčet publikovaných analytických prací zabývajících se exportní funkcí ČR naznačuje, že až na jednu výjimku se jedná o práce staršího data (Kreidl, 1995; Kapička, 1997; Hlušek a Singer, 1999; Tomšík, 2001; Pánková 2003; Havrlant a Hušek 2011). Rané výzkumy na krátkých časových řadách postihují i období československé koruny po roce 1989, přičemž zachycují i vliv trojí devalvace koruny v průběhu roku 1990. Základní informaci o využitých vysvětlujících proměnných v jednotlivých empirických modelech exportních funkcí poskytuje tabulka 1.

Tabulka 1 | Shrnutí předchozího výzkumu exportní funkce ČR

	Období	Frekvence	Vysvětlující proměnné
V. Kreidl (1995)	1991–1994	kvartální	ER, PEX, P_F
M. Kapička (1997)	1990–1995	kvartální	P_F, PEX, Y_F
M. Hlušek a M. Singer (1999)	1993–1998	měsíční	ER, U, IM, D
V. Tomšík (2001)	1993–1998	měsíční	$CPI_F, PPI_F, PEX, ER, U, M2/P, k, Y, Y_F$
V. Pánková (2003)	1994–2001	roční	PPI, CPI, Y_F
D. Havrlant a R. Hušek (2011)	1996–2010	kvartální	$Y_F, PPI, CPI, PPI_F, CPI_F, PEX, PIM, ER$

Poznámka: ER – měnový kurz, P – cenová hladina, CPI – index spotřebitelských cen, PPI – index cen průmyslových výrobců, PEX – index exportních cen, PIM – index importních cen, Y – reálný produkt, D – dny, U – míra nezaměstnanosti, k , Y – reálná poptávka po penězích, $M2/P$ – reálná peněžní zásoba, IM – import, dolní index F – zahraniční.

Zdroj: Obešlo (2015), upraveno

Empirická verifikace variantních exportních funkcí provedená Havrlantem a Huškem (2011) pro období let 1996–2010, která zahrnovala vedle měnového kurzu a zahraničního HDP i cenové indexy pro export a import, domácí a zahraniční cenové indexy CPI a PPI ,

4 Alexander (1952) při analýze vlivu devalvace na obchodní bilanci vymezil vliv absorpce pouze v kontextu s importem zboží.

naznačila některé problémy. Autoři nekomentují skutečnost, že v dlouhodobých kointegračních vztazích má parametr u kurzu CZK/EUR z pohledu vlivu kurzu na export zboží a služeb nesprávné znaménko. V krátkodobých vztazích byl pak vliv kurzu CZK/EUR na export v souladu s ekonomickou teorií.

2. Použitá data a jejich popis

Při naší empirické verifikaci exportní funkce byla využita primární data dostupná z veřejných zdrojů. Jsou to databáze Českého statistického úřadu, databáze České národní banky, Německého statistického úřadu (Destatis), databáze Eurostatu a databáze OPECu. Seznam využitých primárních časových řad a jejich zkratk jsou v tabulce 2. Při výběru dat jsme se snažili využít maximální časové rozpětí dat, které nám poskytly příslušné databáze. Nicméně kvůli nedostupnosti některých ukazatelů v dřívějších obdobích lze sestavit datový soubor od začátku roku 2000 (čtvrtletní frekvence dat 1/2000 – 1/2016). Jedná se tedy celkem o 65 pozorování každé časové řady. Popisné statistiky časových řad a jejich diferencí jsou uvedeny v tabulkách 3 a 4.

Tabulka 2 | Seznam použitých primárních časových řad pro ekonometrickou analýzu

Pořadové číslo	Zkratka	Význam	Jednotka
1	GOV	Vládní výdaje	mil. Kč *
2	CONS	Soukromá spotřeba	mil. Kč *
3	CPICZ	CPI Česká republika	index
4	CPIEU19	CPI EU19 zemí	index
5	INV	Investice	mil. Kč *
6	GDPCZ	Hrubý domácí produkt ČR	mil. Kč *
7	GDPGE	Hrubý domácí produkt Německa	index
8	WAGE	Průměrná měsíční mzda	Kč
9	FDI	Přímé zahraniční investice (pasiva)	mil. Kč *
10	PRODL	Produktivita práce	Kč
11	POIL	Průměrná cena barelu ropy v USD	USD
12	EREUR	Průměrný kurz CZK/EUR	Kč
13	CPIGE	CPI Německa	index
14	EXP	Export ČR	mil. Kč *
15	ERUSD	Průměrný kurz CZK/USD	Kč
16	PEXP	Cena exportu	index
17	IRD	Úrokový diferenciál	% **

Poznámka: * reálné proměnné, ** rozdíl krátkodobých domácích a zahraničních (EU19) úrokových sazeb.

Tabulka 3 | Popisné statistiky zvolených proměnných

Proměnná	Průměr	Medián	Maximum	Minimum	Směrodatná odchylka
GOV	192 100,20	190 092,00	231 612,00	152 742,00	17 268,20
CONS	446 399,70	457 428,00	519 696,00	344 552,00	45 920,60
CPICZ	88,01	90,40	100,70	73,10	8,96
CPIEU19	89,66	91,01	100,60	75,49	8,16
INV	255 093,60	257 154,00	340 604,00	175 810,00	39 386,40
GDP CZ	918 588,00	951 328,00	1 099 409,00	670 799,00	116 970,60
GDP GE	98,92	99,07	110,35	89,55	5,77
WAGE	20 714,00	22 039,00	27 792,00	11 996,00	4 464,44
FDI	2 095 376,00	2 277 772,00	3 392 954,00	677 833,20	894 450,40
PRODL	238 147,00	248 933,30	281 740,80	174 560,00	31 139,00
POIL	63,51	60,03	123,78	20,50	28,13
EREUR	28,51	27,57	36,02	24,29	3,29
CPI GE	90,45	91,60	100,30	79,00	7,00
EXP	562 531,00	590 276,00	903 852,00	235 391,00	200 394,00
ERUSD	24,15	22,30	40,66	15,63	6,69
PEXP	99,42	99,30	105,40	92,50	3,21
IRD	0,10	0,12	1,97	-1,42	0,61

3. Keynesovský poptávkový model (s parametry ve formě mezních sklonů)

Keynesovské modely je vhodné testovat ve formě úrovnových dat a jejich změn, neboť pro tento typ modelů jsou charakteristické parametry ve formě mezních sklonů. Exportní funkce keynesovského typu předpokládají dokonale pružnou nabídku exportu a empirická verifikace se proto soustřeďuje na poptávkové faktory a měnový kurz (nominální nebo reálný). V případě zahraniční poptávky po exportu ČR se jako vysvětlující proměnné nabízí HDP v Německu nebo HDP EU27 (v EUR). Vzhledem k významu eura v kurzové politice ČNB preferujeme bilaterální kurz CZK/EUR před efektivním kurzovým indexem. Reálný kurz je vyjádřen na bázi domácího a zahraničního indexu CPI. Jelikož nejsou přímo dostupná data o reálném kurzu eura, pro potřeby naší analýzy jsme vygenerovali proměnnou *REREUR* na základě vzorce:

$$REREUR = EREUR * \frac{CPIEU19}{CPICZ}, \quad (1)$$

kde *EREUR* je měnový kurz CZK/EUR, *CPIEU19* je cenová hladina v eurozóně 19 zemí, *CPICZ* je cenová hladina v České republice.

Tabulka 4 | Popisné statistiky prvních diferencí původních časových řad

Proměnná	Průměr	Medián	Maximum	Minimum	Směrodatná odchylka
GOV	673,02	4 824,52	358 952,00	−420 762,00	21 974,05
CONS	2 140,42	10 901,50	316 682,00	−432 752,00	22 464,34
CPICZ	0,42	0,40	2,80	−1,00	0,74
CPIEU19	0,38	0,40	1,28	−0,54	0,38
INV	985,44	7 881,50	54 113,00	−70 598,00	33 915,20
GDP CZ	5 296,90	18 825,00	79 121,00	−127 312,00	55 795,70
GDP GE	0,30	0,06	3,46	−5,10	2,05
WAGE	228,30	337,50	2 609,00	−2 919,00	1 304,60
FDI	42 423,76	40 275,50	245 660,90	−52 603,00	41 155,90
PRODL	1 342,20	4 331,70	17 801,20	−23 207,50	12 076,60
POIL	0,25	1,24	25,92	−59,61	11,49
EREUR	−0,13	−0,09	1,73	−1,60	0,73
CPI GE	0,33	0,40	1,20	−0,50	0,37
EXP	10 345,80	10 424,50	87 532,00	−62 912,00	30 339,50
ERUSD	−0,19	−0,25	2,87	−4,11	1,47
PEXP	−0,02	0,00	4,10	−4,8	1,59
IRD	−0,024	−0,02	0,87	−0,69	0,29

Zajímavým problémem je vliv domácí poptávky, která může být v případě domácího exportu v „konkurenčním“ postavení k zahraniční poptávce. Její růst by mohl mít tendenci export snižovat (a naopak). Tento vztah však nebývá v empirických modelech úspěšně verifikován. Zpravidla proto bývá opomíjen i v „učebnicových“ keynesovských modelech.⁵ Vývoj domácí poptávky lze aproximovat vývojem domácího HDP nebo domácí

5 Řídkou výjimkou je Kindleberger (1968), který uvádí, že vývoz a spotřeba jsou v konkurenčním postavení v případě výrobků zpracovatelského průmyslu, které se zároveň vyvážejí i spotřebovávají. Dále však s tímto vztahem nepracuje.

absorpce ($CONS + INV + GOV$). V obou případech je problémem dvojí role investic (tj. na straně domácí poptávky i na straně domácí nabídky). Před absorpcí proto dáváme přednost samostatnému vyčlenění domácí poptávky spotřební a vládní ($CONS + GOV$). Pro tento účel jsme vygenerovali proměnnou označenou zkratkou $CONSGOV$.

Očekáváme, že pozitivním šokem pro český export by mohl být vstup do Evropské unie, proto zařazujeme do modelu dummy proměnou pro 2. čtvrtletí 2004, kterou značíme zkratkou $DUM1$. Dále z důvodu sezonnosti proměnné exportu zavádíme dummy proměnnou $DQ4$, která zachycuje zvyšování exportu v posledním čtvrtletí každého roku. Na datech použitých pro odhad tohoto modelu je nejdříve prověřena jejich stacionarita pomocí ADF testu. Výsledky tohoto testu na úroňových datech časových řad EXP a $REREUR$ (tj. pro uvažované endogenní proměnné) jsou uvedeny v tabulce 5 a výsledky testu stacionarity na diferencovaných časových řadách (symbol D před názvem proměnné) uvádíme v tabulce 6.

Tabulka 5 | Výsledky ADF testu verifikujícího stacionaritu časových řad EXP a $REREUR$

Proměnné	gamma	t-statistika	p-hodnota
EXP	-0,2498	-3,0074	0,1382
$REREUR$	-0,0585	-2,3837	0,1503

Tabulka 6 | Výsledky ADF testu verifikujícího stacionaritu diferencovaných časových řad

Proměnné	gamma	t-statistika	p-hodnota
$DEXP$	-1,1551	-5,2328	0,0000
$DREREUR$	-0,9160	-7,3013	0,0000
$DGDPGE$	-5,8584	-7,2789	0,0000
$DCONSGOV$	-0,7072	-5,3679	0,0000

Tabulka 7 | Výsledky Johansenova kointegračního testu mezi EXP a $REREUR$

Stopový test				Test nejvyššího vlastního čísla			
H0	H1	statistika	p-hodnota	H0	H1	statistika	p-hodnota
$r = 0$	$r > 0$	14,5972	0,2504	$r = 0$	$r = 1$	10,5292	0,2886
$r \leq 1$	$r > 1$	4,0680	0,4021	$r = 1$	$r = 2$	4,0680	0,4021

Z těchto výsledků je patrné, že časové řady EXP a $REURO$ jsou integrované řádu jedna a je vhodné testovat jejich možnou kointegraci. Výsledky Johansenova testu (viz tabulka 7) však neprokázaly existenci kointegrace mezi exportem a reálným kurzem CZK/EUR, a proto jsme přistoupili k odhadu modelu exportní funkce v diferencích. Model byl nejdříve odhadován v podobě redukovaného VARu s optimálním výběrem

délky zpoždění modelu podle testu poměru věrohodnosti. Výsledky tohoto odhadu zaznamenaly statisticky významné závislosti na zvolených vysvětlujících proměnných pouze v případě exportu. Statisticky významná závislost pro reálný kurz CZK/EUR nebyla detekována. S výjimkou koeficientu u proměnné *DREREUR*(-2) v první rovnici, tj. v rovnici pro export, byly všechny koeficienty endogenních proměnných statisticky nevýznamné. Proto jsme v dalším kroku přistoupili k odhadu závislosti exportu na vybraných proměnných pomocí jednorovnicového regresního modelu metodou nejmenších čtverců. Výsledky analýzy prezentujeme tabulce 8.

Tabulka 8 | Výsledky odhadu závislosti *DEXP* na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnná	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
C	-323,7600	2 815,1000	-0,1150	0,9088
<i>DREREUR</i>(-2)	6 450,8200	3 256,8000	1,9807	0,0523
<i>DGDPGE</i>(-1)	67,0064	27,5220	2,4346	0,0180
<i>DCONSGOV</i>(-1)	-0,3118	0,0593	-5,2600	0,0000
<i>DUM1</i>	67 287,2800	19 221,9600	3,5005	0,0009
<i>DQ4</i>	39 486,5600	5 371,6300	7,3509	0,0000
Koeficient determinace $R^2 = 0,6501$, Durbinova Watsonova statistika = 2,09				

Poznámka: Zpoždění u proměnných značíme symboly (-1), (-2) ap.

Krátkodobé vztahy jsou v souladu s hypotézami o keynesovském modelu exportní funkce. Depreciace reálného kurzu CZK/EUR vede k růstu reálného exportu (zpoždění dvě čtvrtletí). Růst HDP v Německu reprezentující zahraniční poptávku vede k růstu reálného exportu (zpoždění jedno čtvrtletí). Růst ukazatele pro domácí soukromou a vládní spotřebu, který reprezentuje domácí poptávku, vede k poklesu reálného exportu (zpoždění jedno čtvrtletí). Tato vysvětlující proměnná ve srovnání s dalšími proxy proměnnými za domácí poptávku – domácí HDP a domácí absorpce, potvrdila výrazně vyšší statistickou významnost. Prokázala se i statická významnost dummy proměnné pro vstup ČR do Evropské unie, přičemž jednorázový efekt vstupu lze odhadnout přibližně ve výši 67,3 mld. CZK.

4. Exportní funkce v tranzitivní ekonomice s přílivem přímých zahraničních investic

Import přímých zahraničních investic je považován za důležitou determinantu rozvoje tranzitivních ekonomik, proto se nabízí jejich zařazení jako vysvětlující proměnné do modelu exportní funkce (např. Šmídková, Barrell a Holland, 2003; Altintas a Türker, 2014). Dá se rovněž očekávat, že vývoz tranzitivních ekonomik, orientovaný

na výrobky „střední třídy“, bude založen především na cenové konkurenceschopnosti a bude značně citlivý na cenovou (resp. nákladovou) úroveň těchto výrobků. Do modelu exportní funkce vedle nominálního měnového kurzu CZK/EUR a proxy proměnných za stranu zahraniční poptávky po exportu byly proto zahrnuty i proxy proměnné reprezentující stranu domácí nabídky exportu. Jedná se o vysvětlující proměnné: zahraniční ceny exportu (*PEXPU*), vztah nominální mzdy a produktivity práce (*DWP*) a ceny ropy v CZK (*POILCZK*).⁶ Otázky může vyvolávat současné zařazení investic (*INV*) a importu přímých zahraničních investic (*FDI*) do jednoho modelu. Domníváme se však, že je to možné. Za prvé, zatímco investice jako složka HDP představují hrubou tvorbu fixního kapitálu, přímé zahraniční investice z platební bilance jsou primárně finanční kategorií. Za druhé, byla zjištěna statisticky nevýznamná korelace mezi oběma časovými řadami.

Abychom zohlednili vliv mzdových nákladů a produktivity práce na export, generujeme novou proměnnou *DLWP* následovně (písmena *DL* před názvem proměnné znamená difference logaritmu této proměnné):

$$DLWP = DLWAGE - DLPRODL, \quad (2)$$

kde *DLWAGE* je difference logaritmu mzdy, což představuje tempo růstu mezd v posledním období, a *DLPRODL* je difference logaritmu produktivity zohledňující růst produktivity práce. Další indukovanou proměnnou, kterou zavádíme do našeho modelu, je *DLPOILCZK*. Tato proměnná by měla odrážet vliv korunových cen ropy na export:

$$DLPOILCZK = DLPOIL + DLERUSD, \quad (3)$$

kde *DLPOIL* je difference logaritmu ceny ropy v USD a *DLERUSD* je difference logaritmu kurzu CZK/USD.

V indexu domácích cen exportu je přítomen jak vliv zahraničních fakturovaných cen exportu, tak i vliv měnového kurzu. Abychom vyloučili vliv druhého faktoru v proměnné cena exportu *PEXP*, vygenerujeme upravenou časovou řadu ceny exportu podle následujícího vzorce⁷:

$$PEXPU = \frac{PEXP}{EREUR}. \quad (4)$$

Nejdříve jsme ověřili stacionaritu logaritmovaných časových řad (symbol *L*) původních proměnných pomocí ADF testu (tabulka 9). Výsledky ukázaly, že tyto časové řady

6 Ceny ropy v CZK v případě země dovážející ropu reprezentují nákladovou položku exportu. K problematice cen ropy podrobněji např. Mohaddes a Pesaran (2016).

7 Preferujeme kurz CZK/EUR před nominálním efektivním kurzem, neboť se domníváme, že tento bilaterální kurz lépe odráží měnovou orientaci našeho exportu. Nominální efektivní kurz z hlediska vah odráží jak stranu exportu, tak i stranu importu.

nejsou stacionární, a proto jsme v dalším kroku přistoupili ke stacionarizaci časových řad prostřednictvím diferencování. Stacionaritu diferencovaných časových řad jsme pak znovu verifikovali ADF testem. Výsledky testování jsou uvedeny v tabulce 10. Tyto výsledky naznačují, že proměnné zahrnuté do modelu jsou integrované řádu jedna, a mohou tedy také kointegrovat. Tuto možnost jsme ověřili Johansenovým kointegračním testem (s exogenními proměnnými i bez nich, viz Juselius, 2005), který však nedetekoval statisticky významný kointegrační vztah mezi proměnnými měnový kurz CZK/EUR, reálný export a zahraniční ceny exportu. Proto jsme přistoupili k odhadu závislosti exportu na dalších proměnných v podobě redukovaného modelu VAR (s optimálním výběrem délky zpoždění modelu podle testu poměru věrohodnosti) s exogenními proměnnými (Arlt a Arltová, 2009 a Enders, 2014). Endogenní proměnné (diference logaritmů) modelu jsou *DLEXP*, *DLPEXPU* a *DLEREUR*. Exogenní proměnné (diference logaritmů) modelu jsou *DLGDPGE*, *DLWP*(-1), *DLINV*(-2), *DLFDI*(-1), *DLPOILCZK*(-1) a již výše zmíněné dummy proměnné. Výsledky odhadu VAR modelu jsou postupně prezentovány v tabulkách 11, 12 a 13.

Tabulka 9 | Výsledky verifikace stacionarity časových řad LEXP a LFDI ADF testem

Proměnná	gamma	t-statistika	p-hodnota
<i>LEXP</i>	-0,1016	-2,0321	0,5729
<i>LFDI</i>	-0,0291	-1,1268	0,9161

Tabulka 10 | Výsledky ADF testu verifikujícího stacionaritu časových řad

Proměnná	koeficient	t-statistika	p-hodnota
<i>DLEXP</i>	-0,7471	-3,1117	0,0305
<i>DLFDI</i>	-0,5190	-4,7877	0,0002
<i>DLPEXPU</i>	-1,1116	-8,7189	0,0000
<i>DLGDPGE</i>	-0,5773	-5,0984	0,0001
<i>DLWP</i>	-0,8348	-2,4400	0,0154
<i>DLINV</i>	-1,4694	-4,1975	0,0001
<i>DLEURO</i>	-0,9688	-7,6921	0,0000
<i>DLPOILCZK</i>	-1,0280	-7,9025	0,0000
<i>IRD</i>	-0,1717	-3,4637	0,0123

Tabulka 11 | Výsledky odhadu závislosti exportu (DLEXP) na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	−0,0035	0,0068	−0,5158	0,6084
DLEXP(−1)	−0,1540	0,0874	−1,7612	0,0847
DLEXP(−2)	0,2041	0,0855	2,3883	0,0210
DLPEXP(−1)	−0,3229	0,3758	−0,8592	0,3946
DLPEXP(−2)	−0,0180	0,3090	−0,0581	0,9539
DLREUR(−1)	−0,1388	0,2554	−0,5434	0,5895
DLREUR(−2)	0,5740	0,2405	2,3873	0,0210
DLWP(−1)	−0,3141	0,1362	−2,3062	0,0256
DLGDPGE	2,0618	0,4474	4,6082	0,0000
DLINV(−2)	0,0998	0,0437	2,2825	0,0270
DLFDI(−1)	0,3461	0,1684	2,0552	0,0454
DLPOILCZK(−1)	0,0641	0,0231	2,7738	0,0079
DUM1	0,1782	0,0282	6,3128	0,0000
DQ4	0,0370	0,0126	2,9489	0,0050
Koeficient determinace $R^2 = 0,8563$				

Krátkodobé vztahy, kde parametry mají formu elasticit (proměnné našeho modelu jsou ve formě rozdílu logaritmu), jsou v souladu s hypotézami o modelu exportní funkce. Depreciace kurzu CZK/EUR vede k růstu reálného exportu (zpoždění dvě čtvrtletí), růst HDP v Německu vede k růstu reálného exportu (zpoždění jedno čtvrtletí), rychlejší růst průměrné nominální mzdy než produktivity práce vede k poklesu reálného exportu (zpoždění jedno čtvrtletí), růst domácích investic vede k růstu reálného exportu (zpoždění dvě čtvrtletí), růst přímých zahraničních investic vede k růstu exportu (zpoždění jedno čtvrtletí), růst cen ropy v korunách vede k poklesu exportu (zpoždění jedno čtvrtletí). V případě vysvětlovaných proměnných zahraniční ceny exportu a kurz CZK/EUR empirická verifikace naznačuje model, že dovoz přímých zahraničních investic vede nejenom k růstu objemu exportu, ale i k růstu zahraničních cen exportu a k apreciaci české koruny.

Tabulka 12 | Výsledky odhadu závislosti cen exportu (*DLPEXPU*) na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	−0,0026	0,0039	−0,6601	0,5123
<i>DLEXP</i>(−1)	0,0259	0,0561	0,4623	0,6460
<i>DLEXP</i>(−2)	0,0287	0,0522	0,5503	0,5846
<i>DLPEXPU</i>(−1)	0,1082	0,2193	0,4935	0,6239
<i>DLPEXPU</i>(−2)	0,3254	0,1816	1,7914	0,0795
<i>DLEREUR</i>(−1)	0,3262	0,1504	2,1685	0,0351
<i>DLEREUR</i>(−2)	0,0994	0,1405	0,7074	0,4828
<i>DLWP</i>(−1)	−0,0347	0,0789	−0,4395	0,6623
<i>DLGDPGE</i>	0,1684	0,2677	0,6290	0,5323
<i>DLINV</i>(−2)	0,0337	0,0254	1,3258	0,1912
<i>DLFDI</i>(−1)	0,1897	0,0974	1,9490	0,0572
<i>DLPOILCZK</i>(−1)	0,0252	0,0136	1,8544	0,0698
<i>DUM1</i>	0,0381	0,0163	2,3320	0,0239
<i>DQ4</i>	−0,0132	0,0073	−1,8146	0,0758
Koeficient determinace $R^2 = 0,3854$				

5. Strukturální nabídkový a poptávkový model exportu zboží a služeb

Goldstein a Khan (1978) v případě exportní funkce řeší jako první problém identifikace při simultánním odhadu dvourovnicového modelu. Formulují a odhadují model, kde poptávka po exportu je funkcí zahraničního důchodu a poměru domácích exportních cen ke světovým exportním cenám a domácí nabídka exportu je funkcí domácí výrobní kapacity a poměru domácích exportních cen k domácím cenám. V jejich modelu nevystupuje samostatně měnový kurz. Zřejmě proto, že odhady byly provedeny pro období pevných bretonwoodských kurzů.⁸

⁸ Sporná je rovněž otázka stacionarity časových řad v případě ekonometrické verifikace zvolených modelů v citovaném článku. Autoři odhadují model na nestacionárních úrovněových datech, což vede k vysokým hodnotám koeficientu determinace, avšak s rizikem existence falešné kauzality.

Tabulka 13 | Výsledky odhadu závislosti kurzu CZK/EUR (*DLEREUR*) na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	0,0044	0,0060	0,7453	0,4597
<i>DLEXP</i> (-1)	0,0099	0,0854	0,1159	0,9082
<i>DLEXP</i> (-2)	0,0521	0,0796	0,6541	0,5162
<i>DLPEXPU</i> (-1)	-0,0605	0,3343	-0,1809	0,8572
<i>DLPEXPU</i> (-2)	-0,4796	0,2769	-1,7324	0,0896
<i>DLEREUR</i> (-1)	-0,0970	0,2293	-0,4228	0,6743
<i>DLEREUR</i> (-2)	-0,2192	0,2142	-1,0234	0,3113
<i>DLWP</i> (-1)	0,0730	0,1203	0,6065	0,5471
<i>DLGDPGE</i>	-0,8049	0,4080	-1,9726	0,0543
<i>DLINV</i> (-2)	-0,0384	0,0387	0,9924	0,3260
<i>DLFDI</i> (-1)	-0,3641	0,1484	-2,4537	0,0178
<i>DLPOILCZK</i> (-1)	-0,0351	0,02074	-1,6914	0,0973
<i>DUM1</i>	-0,0316	0,0249	-1,2685	0,2107
<i>DQ4</i>	0,0160	0,0111	1,4377	0,1570
Koeficient determinace $R^2 = 0,2402$				

Z ekonometrického hlediska závislost exportu na vysvětlujících proměnných byla v předcházející sekci odhadnuta v rámci modelu VAR ve formě redukováného tvaru s exogenními proměnnými. Otázkou zůstává, jaká je strukturální forma závislosti endogenních proměnných v našem modelu. Jelikož počet neznámých parametrů ve strukturálním modelu je vyšší než počet parametrů odhadnutých v redukováném tvaru modelu, jednoznačná identifikace strukturálních koeficientů z parametrů redukováného modelu vyžaduje určité restriktce na parametry strukturálního modelu. Takto se často provádí identifikace parametrů strukturálního VAR modelu z jeho redukované podoby s větším počtem endogenních proměnných za účelem získat nutné podklady pro obdržení analýzy impulse-response (viz Canova, 2007). Protože navržený model je z pohledu počtu endogenních proměnných malý a analýza impulse-response není naším primárním cílem, v této části navrhuje alternativní způsob identifikace strukturálních vztahů pro naše endogenní proměnné. Pro tento úkol zavádíme nabídkový a poptávkový model, kde endogenní proměnné jsou reálný export (*DLEXP*), ceny exportu v cizí měně (*DLPEXPU*) a měnový kurz CZK/EUR (*DLEREUR*). Při sestavení tohoto modelu

využíváme i znalostí z předchozí části ohledně endogenních a exogenních faktorů ovlivňujících český export a navrhujeme následující závislosti a vysvětlující proměnné pro export:

$$\begin{aligned} DLEXP = & \alpha_0 + \alpha_1 * DLEURO(-2) + \alpha_3 * DWP(-1) + \alpha_4 * \\ & DLGEG + \alpha_5 * DLINV(-2) + \alpha_6 * DLPZI(-1) + \alpha_7 * DUM1 + \alpha_8 * \\ & DQ4 + \alpha_9 * COMBI(-1) + \alpha_{10} * DLEXP(-1). \end{aligned} \quad (5)$$

Předpokládáme, že existuje určité reakční období exportérů (resp. importérů), a proto je objem exportu ovlivněn měnovým kurzem a cenami exportu s určitým zpožděním. Tyto předpoklady jsou v souladu s teorií tzv. J-křivky (např. Magee, 1973; Bahmani-Oskooee, 1985; Bahmani-Oskooee a Goswami, 2003). Z pohledu identifikace zavedení těchto předpokladů odpovídá uvalení dvou restrikcí na strukturální koeficienty v naší první rovnici strukturální soustavy.

V případě cen exportu pracujeme s následujícími vztahy:

$$\begin{aligned} DLPEXP = & \beta_0 + \beta_1 * DLEXP + \beta_2 * DLEURO(-1) + \\ & \beta_3 * DLGEG(-1) + \beta_4 * DLPZI(-1) + \beta_5 * IRD + \beta_6 * DUM1 + \beta_7 * DQ4. \end{aligned} \quad (6)$$

Ve výše uvedené rovnici předpokládáme, že na zahraniční ceny exportu má dopad export ve stejném období (export a jeho cena jsou součástí jedné fakturace), ale měnový kurz až se zpožděním jednoho období. Druhý předpoklad, který vychází ze skutečnosti, že exportní ceny reagují na kurz se zpožděním (např. Holub, 1999), představuje další restrikci na koeficient strukturální rovnice.

Pro měnový kurz navrhujeme následující vztahy:

$$\begin{aligned} DLEURO = & \gamma_0 + \gamma_1 * DLEXP + \gamma_2 * DLPEXP + \beta_3 * DLPZI + \\ & \beta_4 * DLGEG + \beta_5 * IRD. \end{aligned} \quad (7)$$

Předpokládáme, že devizová nabídka, a tedy i měnový kurz jsou determinovány vývojem exportu a zahraničních cen exportu ve stejném období. Vzhledem k tomu, že pracujeme se čtvrtletní frekvencí časových řad, je tento předpoklad z hlediska standardně prováděných fakturací a plateb v zahraničním obchodě přijatelný.

Konzistentní a nevychýlené parametry této soustavy jsme získali dvoustupňovou metodou nejmenších čtverců. Jelikož v první rovnici soustavy jsou přítomné pouze exogenní a predeterminované proměnné, regresní koeficienty této rovnice jsme odhadli přímo bez druhého kroku. Výsledky odhadu parametrů první rovnice jsou uvedeny v tabulce 14. Obdržené parametry z první rovnice soustavy jsme dále využili k vygenerování časové řady odhadnutých hodnot exportu *DLEXP*. Tuto časovou řadu spolu s dalšími daty jsme pak použili pro odhad parametrů druhé rovnice strukturální soustavy. Výsledky odhadu parametrů uvádíme v tabulce 15.

Tabulka 14 | Výsledky odhadu závislosti exportu (*DLEXP*) na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	0,0015	0,0061	0,2453	0,8072
<i>DLEREUR</i> (-2)	0,4546	0,1371	3,3163	0,0017
<i>DLWP</i> (-1)	-0,3560	0,1326	-2,6846	0,0097
<i>DLGDPGE</i>	2,2326	0,4335	5,1505	0,0000
<i>DLINV</i> (-2)	0,1264	0,0411	3,0743	0,0033
<i>DLFDI</i> (-1)	0,3248	0,1489	2,1812	0,0336
<i>DUM1</i>	0,1887	0,0278	6,7891	0,0000
<i>DQ4</i>	0,0375	0,0125	3,0138	0,0040
<i>DLPOILCZK</i> (-1)	0,0670	0,0227	3,0761	0,0033
<i>DLEXP</i> (-1)	-0,2381	0,0735	-3,2407	0,0021
Koeficient determinace $R^2 = 0,8322$				

Tabulka 15 | Výsledky odhadu závislosti zahraničních cen exportu (*DLPEXP*) na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-0,0014	0,0032	-0,4318	0,6676
<i>DLEXP</i>	0,10734	0,0430	2,4979	0,0155
<i>DLEREUR</i> (-1)	0,2890	0,0816	3,5537	0,0008
<i>DLGDPGE</i> (-1)	0,9895	0,2456	4,0290	0,0002
<i>DLFDI</i> (-1)	0,1904	0,0828	2,2995	0,0253
<i>IRD</i>	0,0069	0,0038	1,8177	0,0746
<i>DUM1</i>	0,0208	0,0183	1,1347	0,2614
<i>DQ4</i>	-0,0157	0,0054	-2,8886	0,0055
Koeficient determinace $R^2 = 0,4550$				

Odhadnuté koeficienty této rovnice jsme použili k vygenerování časové řady odhadnutých hodnot cen exportu v cizí měně (*DLPEXP*). Tato časová řada společně s časovou řadou vypočtených hodnot exportu z první strukturální rovnice vstupují do odhadu koeficientů třetí strukturální rovnice místo odpovídajících původních časových řad. Výsledky odhadu jsou uvedeny v tabulce 16.

Tabulka 16 | Výsledky odhadu závislosti kurzu CZK/EUR (*DLEREUR*) na zvolených vysvětlujících proměnných

Vysvětlující proměnné	Koeficient	Směrodatná chyba	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	0,0098	0,0040	2,4277	0,0184
<i>DLEXPH</i>	-0,0531	0,0475	-1,1186	0,2680
<i>DLPEXPUH</i>	-0,7522	0,2209	-3,4049	0,0012
<i>DLGDPGE</i>	-0,6341	0,3327	-1,9058	0,0617
<i>DLFDI</i>	-0,3315	0,1143	-2,8991	0,0053
<i>IRD</i>	-0,0115	0,0051	-2,2763	0,0266
Koeficient determinace $R^2 = 0,4141$				

Výsledky empirické verifikace exportní funkce jsou v souladu (stejná znaménka a přibližně stejné hodnoty parametrů) s předchozími výsledky u VAR modelu. Proměnné našeho modelu jsou opět ve formě rozdílu logaritmů. Z hlediska statistické významnosti došlo k určitému zlepšení výsledků v případě zahraničních cen exportu a měnového kurzu. Zahraniční ceny exportu jsou z pohledu české ekonomiky determinovány vnějšími faktory (růst německé ekonomiky vede k růstu cen exportu, růst krátkodobých úrokových sazeb v EMU oproti domácím úrokovým sazbám vede k poklesu cen exportu). Potvrdil se opět vztah, že příliv přímých zahraničních investic do ČR vede k růstu zahraničních cen exportu. Překvapivě růst objemu exportu lze spojovat se současným růstem zahraničních cen exportu. Tento výsledek je na první pohled v rozporu s mikroekonomickou teorií o vztahu prodávaného objemu zboží a dosahované ceny. Na druhou stranu výsledek je v souladu s myšlenkou, že úspěšná konvergující ekonomika zvyšuje objem exportu společně s růstem kvality tohoto exportu (dosahované zahraniční ceny jsou tedy vyšší).⁹ V případě měnového kurzu CZK/EUR jsou všechna znaménka v souladu s teorií (růst cen exportu a objem exportu vedou k apreciaci koruny, růst úrokového diferenciálu a růst přílivu přímých zahraničních investic vedou rovněž k apreciaci koruny). Na kurz koruny „příznivě“ působí i růst německé ekonomiky. Z hlediska statistické významnosti odhadnutých parametrů není uspokojivý výsledek pouze v případě vysvětlující proměnné zahraniční ceny exportu.

Závěr

Vztah měnové kurzu, jeho depreciace a exportu zboží a služeb lze diskutovat z mnoha hledisek. Naše analýza se soustředila pouze na jeden dílčí problém, zda depreciace české koruny mohla mít příznivý dopad na export zboží a služeb v krátkém a dlouhém období.

9 V tomto kontextu stojí za pozornost, že v případě Japonska za období let 1955–1970 Goldstein a Khan (1978) zaznamenají (dle nich „překvapivě“) statisticky významnou kladnou cenovou elasticitu poptávky po exportu. Z historického pohledu můžeme Japonsko v tomto období rovněž považovat za úspěšně konvergující ekonomiku.

Využití devizových intervencí jako nástroje kurzové politiky a jejich sekundární efekty (např. na přebytek volné likvidity obchodních bank) nebyly tématem naší analýzy.

Ve všech třech testovaných modelech exportní funkce se potvrdilo, že domácí export zboží a služeb je pozitivně citlivý na depreciaci české koruny. V případě kurzu CZK/EUR export nejsilněji reaguje se zpožděním dvou čtvrtletí, a to při elasticitě pohybující se okolo hodnoty 0,5. Statisticky významný byl kurz pouze v ekonometrických modelech krátkodobé povahy. Nepodařilo se nám najít dlouhodobý kointegrační vztah mezi kurzem CZK/EUR a exportem zboží a služeb. Výsledky naší analýzy tedy nepodporují vhodnost „opakovaných devalvací“, pokud jde o podporu exportu zboží a služeb. Zároveň se domníváme, že „obrácené“ znaménko v kointegračním vztahu identifikované v předchozí analýze Havrlanta a Huška (2011) odhalilo dlouhodobý vztah, že růst exportu při úspěšném konvergenčním procesu vede k apreciaci kurzu CZK/EUR. V námi testovaném období let 2000–2016, které zahrnovalo i relativně dlouhé období hospodářské stagnace, již tento dlouhodobý vztah nebyl identifikován.

V jednotlivých modelech bylo dále zjištěno, že český export zboží a služeb negativně reaguje na zvýšení domácí poptávky reprezentované soukromou spotřebou a vládními výdaji a výrazně pozitivně reaguje na růst zahraniční poptávky reprezentované německým HDP. Na straně nabídky jej dále pozitivně ovlivňují importované přímé zahraniční investice a celkové investice. Naopak negativně jej ovlivňuje růst ceny ropy (v korunách) a rychlejší růst domácích nominálních mezd ve srovnání s růstem produktivity práce. Dále jsme dospěli k závěru, že statistickou kvalitu modelu exportní funkce vylepšuje zařazení dummy proměnné pro vstup České republiky do EU, který byl pozitivním šokem pro český export. Tento pozitivní šok odhadujeme na 67,3 mld. CZK. Na základě výsledků našeho výzkumu je možné odhadnout i vliv depreciace koruny k euru (oslabení koruny cca o 9 % za období verbálních kurzových intervencí i devizových intervencí) na poptávku v rozmezí jednoho až dvou procentních bodů.

K překvapivým zjištěním ve strukturálním modelu patří poznatek, že růst objemu českého exportu vede k růstu zahraničních cen našeho exportu. Na první pohled je tento poznatek v rozporu s mikroekonomickou teorií. Výsledek je však v souladu s myšlenkou, že úspěšná konvergující ekonomika zvyšuje objem exportu společně s růstem dosahovaných exportních cen. Za pozornost stojí skutečnost, že v případě konvergujícího Japonska (v období let 1955–1970) Goldstein a Khan (1978) rovněž identifikovali statisticky významnou kladnou cenovou elasticitu poptávky po exportu.

Literatura

- Alexander, S. (1952). *The Effect of a Devaluation on the Trade Balance*. IMF. Staff Papers. April 1952, 263–278.
- Altintas, H., Türker, O. (2014). The Dynamics of Export and Import Functions in Turkey: Cointegration and Multivariate Granger Causation Analysis. *International Journal of Asian Social Science*, 4(5), 676–689.
- Arlt, J., Arltová, M. (2009). *Ekonomické časové řady*. Praha: Professional Publishing. ISBN 978-80-86946-85-6.

- Athukorala, P., Riedel, J. (1994). Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong: A Comment. *The Economic Journal*, 104(427), 1411–1414, <https://doi.org/10.2307/2235456>
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDSc. *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 500–504, <https://doi.org/10.2307/1925980>
- Bahmani-Oskooee, M., Goswami, G. (2003). A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus Her Major Trading Partners. *Journal of Economics and Finance*, 27(1), 102–113, <https://doi.org/10.1007/bf02751593>
- Baláž, P., Hamara, A. (2016). Analýza závislosti exportu SR na vývoji ekonomiky SRN. *Politická ekonomie*, 64(5), 573–590, <https://doi.org/10.18267/j.polek.1088>
- Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton: Princeton University Press. ISBN 9780691115047.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition. Wiley. ISBN 978-1-118-80856-6.
- Franta, M., Holub, T., Král, P., Kubicová, I., Šmídková, K., Vašíček, B. (2014). Měnový kurz jako nástroj při nulových úrokových sazbách: případ ČR. ČNB, Research and Policy Notes 3/2014.
- Goldstein, M., Khan, M. S. (1978). The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach. *The Review of Economics and Statistics*, 60(2), 275–286, <https://doi.org/10.2307/1924981>
- Grullon, S. (2012). Determinants of the Dominican Republic's Export Demand Function: Results from the Bounds Test for Co-integration. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 6(3), 109–116, <https://doi.org/10.3923/ijaef.2012.109.116>
- Hanousek, J., Kočenda, E. (2014). Factors of Trade in Europe. *Economic Systems*, 38(4), 518–535, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.06.001>
- Havrlant, D., Hušek, R. (2011). Models of Factors Driving the Czech Export. *Prague economic papers*, 20(3), 195–215, <https://doi.org/10.18267/j.pep.396>
- Hlušek, M., Singer, M. (1999). Možnosti modelování vývozu a dovozu v období restrukturalizace. *Finance a úvěr*, 49(3), 143–156.
- Holub, T. (1999). Ceny v českém zahraničním obchodě. *Finance a úvěr*, 49(5), 253–267.
- Holub, T., Král, P. (2013). Mýty opírající intervence ČNB. Praha: ČNB. Dostupné z: https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/clanky_rozhovory/media_2013/cl_13_131112_holub_kral.html
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*. Oxford: Oxford University Press. ISBN 9780199285679.
- Kapíčka, M. (1997). Vývoj obchodní bilance v letech 1993–1996. *Finance a úvěr*, 47(3), 163–175.
- Kharroubi, E. (2011). The Trade Balance and the Real Exchange Rate. *BIS Quarterly Review*, September 2011, 33–42.
- Kindleberger, Ch. P. (1968). *International Economics*, revised ed. Homewood. Illinois: R. D. Irwin, Inc. 1968.
- Kreidl, V. (1995). Analýza české importní a exportní poptávky. *Finance a úvěr*, 45(12), 695–708.
- Magee, S. P. (1973). Currency Contracts, Pass Through, and Devaluation. *Brookings Papers of Economic Activity*, 4(1), 303–325, <https://doi.org/10.2307/2534091>
- Mohaddes, K., Pesaran, M. H. (2016). *Oil Prices and the Global Economy: Is it Different this Time Around?* USC-INET. Research Paper No. 16-21, <https://doi.org/10.2139/ssrn.2808084>

- Muscattelli, V. A., Srinivasan, T. G., Vines, D. (1992). Demand and Supply Factors in the Determination of NIE Exports: A Simultaneous Error-Correction Model for Hong Kong. *The Economic Journal*, 102(415), 1467–1477, <https://doi.org/10.2307/2234801>
- Obešlo, F. (2015). *Exportní a importní funkce (empirická analýza na příkladě České republiky)*. VŠE v Praze, diplomová práce, obhájeno 2015.
- Pánková, V. (2003). Analýza vlivu cenových relací na objem exportu v České republice. *Politická ekonomie*, 51(4), 533–540, <https://doi.org/10.18267/j.polek.415>
- Riedel, J. (1988). The Demand for LDC Exports of Manufactures: Estimates from Hong Kong. *The Economic Journal*, 98(389), 138–148, <https://doi.org/10.2307/2233515>
- Šmídková, K., Barrell, R., Holland, D. (2003). Estimates of Fundamental Real Exchange Rates for the Five EU Pre-Accession Countries. *Prague Economic Papers*, 12(4), 291–318, <https://doi.org/10.18267/j.pep.223>
- Thaver, R. L., Bova, Ch. (2014). An Estimation of Ecuador's Export Demand Function with the Us. *The International Journal of Business and Finance Research*, 8(1), 89–102.
- Tomšík, V. (2001). Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998. *Finance a úvěr*, 51(1), 46–58.
- Winters, L. A. (1981). *An Econometric Model of the Export Sector: UK Visible Exports and Their Prices 1955-1973*. Cambridge Studies in Applied Econometrics. No. 4.