

# Analýza exportní a importní funkce ČR: agregovaný a strukturální pohled

*Filip Pastucha\**

## **Abstrakt:**

Článek se zabývá modelováním importní a exportní funkce ČR s akcentem na strukturální pohled zahraničního obchodu. Jelikož je česká ekonomika velmi otevřená, detailní kvantifikace proměnných ovlivňující zahraniční obchod může být klíčová pro budoucí směřování hospodářské politiky. Modely jsou vytvořeny pomocí kointegrace, resp. modelu korekce chyby rozlišující krátkodobé a dlouhodobé vztahy. Dále jsou vytvářeny VAR modely desagregovaných funkcí importu a exportu rozdělené pomocí SITC skupin zkoumající, zda neexistuje významný rozdíl vysvětlujících proměnných vůči celkovému modelu. V importní funkci se potvrdila v souladu s teorií statistická významnost domácí poptávky charakterizovaná pomocí absorpce. Import nereaguje na reálný kurz v krátkém období, avšak v dlouhém období již reaguje v souladu s teorií. Importní náročnost exportu (vysvětlující proměnná export) vyšla signifikantně. Potvrzuje se tedy dovozní náročnost, se kterou má česká ekonomika dlouhodobě problémy. V případě exportní funkce je důležitou vysvětlující proměnnou zahraniční poptávka vyjádřená v podobě HDP EU. Reálný kurz má vliv v souladu s teorií v krátkém období, avšak v dlouhém období je odhadnuté znaménko před vysvětlující proměnnou v rozporu s teorií. Domácí poptávka v podobě soukromé a vládní spotřeby ovlivňuje export negativně. Desagregované modely nevykazovaly významné rozdíly oproti celkovému modelu pro import i export.

**Klíčová slova:** Exportní funkce; Importní funkce; Kointegrace; Model korekce chyby; VAR model.

**JEL klasifikace:** C5, F14.

## **1 Úvod**

Česká republika je malá otevřená ekonomika, pro kterou je zahraniční obchod velice důležitý, a to zejména z hlediska ekonomického růstu země. Poměr exportu na HDP vychází dlouhodobě nad 70%, což je výrazný nadprůměr v zemích Evropské unie. Exportní i importní funkce se řadí mezi důležité makroekonomické modely při zkoumání výkonnosti země.

Analýzou zahraničního obchodu české ekonomiky, tj. determinantami vývoje exportu a importu, se v minulosti zabývalo více autorů, např. Holub (1996), Kapička (1997), Tomšík (2001a; 2001b), Havrlant a Hušek (2011), Obešlo (2017), Mandel

---

\* Filip Pastucha; Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, katedra měnové teorie a politiky, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3; <pasf00@vse.cz>.

Článek je zpracován jako výstup projektu Interní grantové agentury VŠE F1/3/2020 *Dynamika finančních a ekonomických veličin v kontextu vnější rovnováhy*.

a Tran (2017). V devadesátých letech byli autoři limitováni délkou časových řad a často používali metodu nejmenších čtverců na nestacionárních časových řadách (problém zdánlivé regrese). Novější studie již začaly využívat metodu kointegrace, avšak pouze Tomšík (2001a; 2001b) zkoumal zahraniční obchod ze strukturálního pohledu. Od této analýzy uplynulo přes dvacet let, česká ekonomika se nachází v jiné úrovni vývoje, a proto má smysl testovat, zda nedošlo ke strukturálním změnám.

Cílem článku je empirická verifikace exportní a importní funkce ČR pomocí metody kointegrace, respektive modelu korekce chyby, což umožňuje rozlišení krátkodobých a dlouhodobých vztahů. V případě importní funkce budou zařazeny proměnné reprezentující domácí poptávku, reálný kurz a export. Odhady exportní funkce zahrnují vysvětlující proměnné: zahraniční poptávka, reálný kurz, domácí poptávka a dále i nákladové faktory typu cena ropy či mzdy zaměstnanců. Jelikož je důležité zkoumat také strukturu zahraničního obchodu, budou modelovány desagregované funkce exportu a importu rozdělené pomocí SITC<sup>1</sup> skupin, které slouží k porovnání vývoje vysvětlujících proměnných (zda nedochází v agregované funkci k sčítání protichůdných vlivů).

Článek je členěn následovně. Druhá kapitola poskytuje shrnutí poznatků z empirických prací v oblasti exportní a importní funkce ČR, které byly postupně publikovány. Vedle motivace výzkumu budeme zejména sledovat výběr vysvětlujících proměnných a dosažené výsledky modelů, které shrneme v přehledné tabulce. Ve třetí kapitole je nejprve popsána metodika práce, následují základní popisné statistiky časových řad proměnných, a provedení empirické verifikace zvolených ekonometrických modelů. V první fázi je konstruován model kointegrace, resp. model korekce chyby, následně jsou vytvořeny VAR modely pro desagregované funkce rozdělené pomocí SITC skupin. Na konci je vytvořena shrnující tabulka všech modelů. Snahou je popsat ekonomické souvislosti z výsledků modelů.

## **2 Shrnutí empirických prací exportní a importní funkce**

Na mezinárodní scéně se analýzou zahraničního obchodu zabývalo mnoho empirických prací. Mezi nejvýznamnější lze zařadit např. studii od autorů Goldsteina s Khanem (1978), kteří kladli důraz na rozlišení nabídky exportu a poptávky po exportu prostřednictvím simultánního odhadu dvourovnicového modelu. Autoři Muscatelli, Srinivasan a Vines (1992) jako jedni z prvních řeší nestacionaritu časových řad a provádějí kointegrační analýzu exportní funkce. Kharroubi (2011) mezi prvníma využívá pro analýzu obchodní bilance absorpci jako vysvětlující proměnnou, naopak Altintas a Türker (2014) zase využívají při odhadu exportní funkce přímé zahraniční investice jako vysvětlující proměnnou.

---

<sup>1</sup> Standard International Trade Classification.

V kontextu ČR jednu z prvních empirických verifikací importní funkce provedl Holub (1996), jehož motivací byl rychlý růst importu způsobující deficit obchodní bilance. Při modelování se autor opírá o dvě hlavní vysvětlující proměnné: domácí kupní sílu aproximovanou hrubým domácím produktem a konkurenceschopnost zahraničního zboží v podobě poměru domácího cenového indexu a indexu importních cen. Dále je práce rozšířena o monetární pohled (reálná peněžní zásoba), který zkoumá dvojitý efekt růstu HDP: keynesovský vyrovnávací proces říká, že při růstu HDP se poptávka po importu zvyšuje, naopak dle monetaristického vyrovnávacího procesu se import v konečném důsledku snižuje<sup>2</sup>. S využitím regresní analýzy byly empiricky verifikovány dvě varianty modelu: pro domácí cenové indexy CPI a PPI. Všechny hlavní determinanty vyšly statisticky významné, reálná peněžní zásoba v modelu s kladným znaménkem podpořila keynesovský vyrovnávací proces. Problematickým místem výzkumu je práce s nestacionárními časovými řadami při využití metody nejmenších čtverců (zdánlivá regrese) a krátké časové řady (období 1991–95, čtvrtletně)<sup>3</sup>. Závěrem autor konstatuje, že na vývoj importu působí dvě veličiny, které jsou nástrojem hospodářské politiky: měnový kurz (přes domácí ceny importu) a peněžní zásoba.

Kapička (1997) analyzuje jak importní, tak i exportní funkci. V případě importní funkce byly zvoleny následující determinanty: reálné HDP, deflátor HDP a dummy proměnná pro 4. čtvrtletí 1992 (spekulační nárůst dovozu spojený s rozdělením republiky). Autor vytvořil dva modely: logaritmický tvar s úrovněvými daty a procentuální změny (první diference). Všechny proměnné u obou rovnic vyšly statisticky významné. U logaritmického tvaru s úrovněvými daty je možný problém zdánlivé regrese, neboť je využita metoda nejmenších čtverců. Autor si všímá rozdílného působení proměnných v modelech na vysvětlovanou proměnnou, která je dána pouze rozdílnou specifikací modelů. U exportní funkce využil zahraniční poptávku v podobě HDP Spolkové republiky Německo a poměr světového indexu spotřebních cen a indexu cen exportu. Měnový kurz se rozhodl nezařadit z důvodu jeho stability ve sledovaném období (období systému pevného kurzu české koruny). Všechny proměnné byly statisticky významné, důchodová elasticita byla významnější než cenová. Problematická je vyšší korelace vysvětlujících proměnných, což snižuje věrohodnost dosažených výsledků<sup>4</sup>.

Tomšík (2001a; 2001b) zkoumá determinanty importní a exportní funkce ČR nejenom na agregovaném základě, ale i v případě desagregace funkce exportu a importu pomocí SITC skupin. V regresní analýze byly použity meziroční procentní změny s cílem řešit problém nestacionarity časových řad. Pro importní funkci autor zvolil vysvětlující proměnné: alt. domácí HDP nebo průmyslová

<sup>2</sup> Termíny jsou používány v souladu s citovaným článkem.

<sup>3</sup> Autor si je nedostatků vědom a upozorňuje na tyto problémy.

<sup>4</sup> Autor zmiňuje nemožnost zamítnout autokorelaci a možnou nestacionaritu časových řad.

výroba, podíl cenového indexu CPI, resp PPI a importních cen, reálná peněžní zásoba a přímé zahraniční investice. V souladu s teorií byly statisticky významné determinanty reálné HDP a reálná peněžní zásoba v kombinaci s PPI. Přímé zahraniční investice se ukázaly jako statisticky nevýznamné. Závěrem autor konstatuje, že při expanzivní měnové politice ČNB je pravděpodobně hlavní příčina nárůstu importu růst domácí poptávky, a nikoliv zhodnocování domácí měny. Pro exportní funkci byly v modelu použity vysvětlující proměnné: alt. HDP Spolkové republiky Německo nebo Evropské unie, cenové indexy CPI i PPI, vývoj kurzu (složení měnového koše koruny s německou markou a koruny s americkým dolarem) a člen reprezentující převis nabídky peněz nad poptávkou po nich ve tvaru

$$\frac{M}{P_{dom}} - \frac{1}{V} * Y, \quad (1)$$

kde člen  $M/P_{dom}$  představuje reálnou peněžní zásobu a člen  $1/V$  představuje převrácenou hodnotu důchodové rychlosti oběhu peněžní jednotky. Autor si všímá nejsilnějšího vztahu pro důchodové regresory, naopak převis nabídky peněz nad poptávkou po nich vychází nesignifikantní. Autor konstatuje, že český export závisí hlavně na zahraničním důchodu, změnách cen a pohybu měnového kurzu. ČNB svojí měnovou politikou ovlivňuje export minimálně. Na stejném základě byla vytvářena kointegrační analýza zaměřující se na dlouhodobé vztahy. Autor konstatuje, že v dlouhém období má na import vliv hlavně vývoj poměru domácích a importních cen, včetně vývoje kurzu. Překvapující je závěr slabé závislosti na domácím důchodu. V případě exportu se nepodařilo nalézt uspokojivé modely z důvodu statistické nevýznamnosti proměnných.

Havrlant a Hušek (2011) vytvořili exportní funkci s využitím kointegrace a souvisejícím modelem korekce chyby. Pracovali s variantními modely podle použití cenových indexů (CPI, PPI, exportní a importní ceny). Další proměnné byly zvoleny: HDP Evropské unie, cenový index EU a měnový kurz. Z výsledků je možné vyvodit, že důchodový regresor (HDP EU) nejsilněji ovlivňuje export v krátkém období, u modelu s PPI je v dlouhém období nesignifikantní. Měnový kurz je problematický v dlouhém období, kde poskytuje opačný směr závislosti (při apreciaci kurzu export roste). Autoři se více zaměřovali na využití modelu pro predikce a menší důraz kladli na ekonomickou interpretaci výsledků.

Obešlo (2017) využívá při analýze exportní a importní funkce kointegrační model ARDL<sup>5</sup>. Za vysvětlující proměnné u importní funkce volí: absorpci (HDP – NX), export (pro vyjádření importní náročnost exportu) a reálný efektivní kurz deflovaný pomocí PPI. V případě měnového kurzu zjišťuje v rozporu s teorií opačný směr závislosti. Poukazuje na problematičnost vztahu u konvergujících ekonomik. Pro exportní funkci se nepodařilo nalézt kointegrační vztah, proto byla zvolena klasická

<sup>5</sup> Autoregressive Distributed Lag model

regresní analýza metodou nejmenších čtverců s diferencemi časových řad. Jako proměnné byly zvoleny: HDP Německa a reálný efektivní kurz deflovaný pomocí PPI. Všechny proměnné vyšly statisticky významné v souladu s ekonomickou teorií.

Mandel a Tran (2017) analyzují exportní funkci ČR s akcentem na vliv měnového kurzu CZK/EUR na základě tří variantních modelů. Nenachází kointegrační vektor mezi českým exportem a měnovým kurzem, a proto provádí regresní analýzu s využitím diferencovaných časových řad. Za další vysvětlující proměnné volí: HDP Německa, spotřeba domácností a vlády, hrubá tvorba kapitálu, ale také nákladové faktory (např. cena ropy v korunách, či rozdíl tempa růstu mezd a produktivity práce). Autoři konstatují, že krátkodobé vztahy jsou v souladu s keynesovským modelem exportní funkce a ve všech třech uvažovaných modelech se potvrdila pozitivní citlivost českého exportu na znehodnocení české koruny, kde nejsilnější reakce je ve druhém čtvrtletí. Jelikož se nepodařilo nalézt dlouhodobý kointegrační vztah, autoři nepodporují vhodnost „opakovaných devalvací“ pro podporu exportu. Pro větší přehlednost jsou v Tab. 1 uvedeny všechny důležité parametry modelů.

**Tab. 1** Souhrnný přehled empirických prací

Autor	Období/ Frekvence	Metoda	IM/ EX	Char. prom.	Vztah	
					Pozitivní	Negativní
T. Holub	1991–1995/q	MNČ	IM	BI	$Y, CPI/P^{imp}, PPI/P^{imp}, M2/P$	/
M. Kapička	1990–1996/q	MNČ	IM	log, %	$Y, defl. HDP/P^{imp}$	/
			EX	log, %	$Y_f, P^{world}/P^{exp}$	/
V. Tomšík	1993–1998/m	MNČ, KA	IM	%	$Y, CPI/P^{imp}, PPI/P^{imp}, FDI$	FDI
			EX	%	$Y_f, P^{world}/P^{exp}, ER$	M2/P
D. Havrlant, R. Hušek	1996–2010/q	KA	EX	log, %	$Y_f, PPI, ER, P^{exp}$	$Y_f, PPI_{EU}, P^{imp}$
F. Obešlo	1996–2014/q	MNČ, KA	IM	BI	$Y, EX$	$REER_{PPI}$
			EX	BI	$Y_f$	$REER_{PPI}$
M. Mandel, V. Q. Tran	2000–2016/q	MNČ	EX	log, %	$Y_f, ER, INV, FDI, POILCZK, P^{exp}/ER$	$CONSGOV, LWP, P^{exp}/ER$

Zdroj: Vlastní zpracování.

Pozn.:  $Y$  – domácí produkt,  $Y_f$  – zahraniční produkt, MNČ – metoda nejmenších čtverců, KA – kointegrační analýza, BI – bazický index, log – logaritmus proměnné, % – procentní, resp. relativní změny.

Z tabulky je patrné, že základním kamenem pro tvorbu importních modelů byl vždy domácí produkt (v podobě českého HDP nebo absorpce), dále poměr indexu CPI, resp. PPI s importními cenami. V 90. letech autoři využívali také regresor peněžního typu, nejčastěji poměr měnového agregátu M2 s cenovým indexem. Postupem času se tato proměnná přestala v modelech využívat, patrně z důvodu snížení důležitosti měnových agregátů v monetární politice ČNB. Naopak autoři začali využívat určitou formu kurzu, ať už nominální kurz, či nominální kurz vynásobený poměrem cenového indexu a indexu importních cen, kde patrně nejdůležitější měnový pár pro českou ekonomiku je CZK/EUR. Zajímavá varianta je použití reálného efektivního kurzu, který zahrnuje domácí kurz vůči nejdůležitějším měnám podle vah deflovaný cenovým indexem. V pracích se také vyskytovaly přímé zahraniční investice, které však většinou nenabídlly kvalitní statistické výsledky. U exportní funkce je hlavní determinantou zahraniční poptávka. Autoři nejčastěji využili HDP Německa nebo HDP EU. V poslední práci se autoři pokusili obohatit model o nákladové faktory (práce, ropa) a také využití domácí poptávky (součet výdajů domácností a vlády).

### **3 Empirická analýza**

#### **3.1 Metodika a data**

Kointegrační analýza představuje možnost, jak pracovat s nestacionárními časovými řadami. Stacionarizace časových řad prostřednictvím prvních diferencí nebo relativních (procentních) změn umožňuje využití metody nejmenších čtverců, přicházíme však o informaci o dlouhodobých vztazích mezi proměnnými. Pokud je přítomen kointegrační vektor, je možné vytvořit model korekce chyby (VECM), který dává dohromady krátkodobé vztahy – difference a dlouhodobé vztahy – kointegrace (Engle a Granger, 1987).

Při ekonomické analýze budou nejprve popsány použité časové řady, prováděny testy stacionarity časových řad, vytvořeny korelační tabulky proměnných, testování možnosti kointegrace pomocí Johansenova testu a poté popř. samotná kointegrační analýza převedena na model korekce chyby. V další fázi budou vytvořeny VAR modely diferencovaných časových řad desagregovaných funkcí dle SITC skupin a na závěr bude vytvořena přehledná tabulka pro porovnání výsledků. Modely nejsou vytvářeny pro predikování, nýbrž pro verifikaci ekonomické teorie, proto není hlavní záměr vytvořit model s nejvyšším indexem determinace ( $R^2$ ). Důraz je kladen na ekonomické interpretace proměnných včetně ověření všech statistických předpokladů modelů.

Pro empirickou verifikaci byla využita data dostupná z veřejných zdrojů a to konkrétně: databáze Českého statistického úřadu, České národní banky (ARAD) pro kurz CZK/USD, Eurostatu pro HDP EU, Německého statistického úřadu (DESTATIS) pro HDP Německa či databáze OPECu pro cenu ropy v USD. Data jsou zvolena s čtvrtletní frekvencí mezi lety 2000 a 2019, desagregované modely

jsou provedeny na čtvrtletní datech mezi lety 2005 a 2019 (starší data nejsou dostupná). Časové řady jsou reálně vyjádřené, sezónně očištěné<sup>6</sup> a převedené na bazické indexy ve stálých cenách roku 2015. Import a export zboží dle SITC je publikován v běžných cenách, proto jsou hodnoty deflovány pomocí indexu importních cen, resp. indexu exportních cen rozdělené dle dané SITC skupiny. V průběhu testování bylo využito mnoho proměnných, které nebyly pro nižší statistickou významnost zařazeny do finálních modelů, jedná se o reálný efektivní kurz deflovaný pomocí indexu CPI, index průmyslové produkce, nezaměstnanost ČR či HDP Německa.

### 3.2 Importní funkce

V Tab. 2 jsou popsány všechny proměnné použité v modelech importu. Vývoj poptávky země vyjádříme pomocí absorpce ( $C + I + G$ ) nebo součtu výdajů na spotřebu domácností a vlády ( $C + G$ ), export vysvětluje v modelu tzn. importní náročnost exportu a reálný efektivní kurz je vhodný použít z důvodu zastoupení největších obchodních partnerů na obratu zahraničního obchodu. Desagregovaný import je rozdělen následovně: součet SITC skupiny 0, 1, 4 a 8 (Potraviny a živá zvířata, nápoje a tabák, živočišné a rostlinné oleje, tuky či vosky, průmyslové spotřební zboží) reprezentuje import zboží určený pro osobní spotřebu, SITC 2, 3, 5 a 6 (Surové materiály, minerální paliva či maziva, chemikálie, tržní výrobky tříděné dle materiálu) reprezentuje import zboží určený k výrobě a samostatná SITC 7 (Stroje a dopravní prostředky) jako skupina s nejvyšším podílem na importu v ČR.

**Tab. 2 Popis časových řad – import**

Pořadové číslo	Zkratka	Význam
1.	<i>A</i>	Absorpce v reálném vyjádření
2.	<i>CG</i>	Výdaje na spotřebu domácností a vlády v reálném vyjádření
3.	<i>EX</i>	Export ČR v reálném vyjádření
4.	<i>IM</i>	Import ČR v reálném vyjádření
5.	<i>REER<sub>PPI</sub></i>	Reálný efektivní kurz deflovaný PPI
6.	<i>IM<sub>0148</sub></i>	Import ČR dle SITC skupin 0, 1, 4, 8
7.	<i>IM<sub>2356</sub></i>	Import ČR dle SITC skupin 2, 3, 5, 6
8.	<i>IM<sub>7</sub></i>	Import ČR dle SITC skupiny 7

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

<sup>6</sup> Pokud data nejsou data sezónně očištěná, je využit software k očištění dat.

Základní model importu, ze kterého bude vycházeno při empirických testech, lze zapsat ve tvaru:

$$IM = \alpha + \beta * A + \gamma * REER_{PPI} + \delta * EX + \epsilon \quad (2)$$

Vliv absorpce ( $C + I + G$ ) popř. sumy výdajů na spotřebu domácností a vlády ( $C + G$ ) na importní funkci je očekáván pozitivní (růst domácí poptávky zvýší v konečném důsledku i poptávku po importovaném zboží). Vliv exportu je očekáván pozitivní (k vyrobení jednotky zboží určené na export je třeba mnoho komponent dovézt<sup>7</sup> – růst importu). Vliv růstu reálného efektivního kurzu (apreciace české koruny<sup>8</sup>) je na import očekáván pozitivní, protože importéři fakturují nejčastěji v zahraniční měně a při apreciaci české koruny se import zlevňuje.

Z Tab. 3 je zřejmé, že dle rozšířeného ADF testu je každá časová řada integrovaná řádu 1 a je tedy možné využít kointegrační analýzu.

**Tab. 3 Testy jednotkového kořene – import**

Proměnná	ADF test (p-value)		Řád integrace
	nedif.	dif.	
<i>A</i>	0,915	0,000	1
<i>CG</i>	0,955	0,000	1
<i>EX</i>	0,579	0,000	1
<i>IM</i>	0,507	0,000	1
<i>REER<sub>PPI</sub></i>	0,595	0,000	1
<i>IM<sub>0148</sub></i>	0,984	0,000	1
<i>IM<sub>2356</sub></i>	0,942	0,000	1
<i>IM<sub>7</sub></i>	0,902	0,000	1

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: ADF test byl tvořen s konstantou a trendem.

V Tab. 4 je vytvořena korelační matice pro diferencované časové řady vysvětlujících proměnných. V modelu jsou označeny šedivě koeficienty vyšší než 0,4. Export je více provázán s reálným efektivním kurzem, avšak na základě vlastního uvažování budou tyto vysvětlující proměnné v modelech použity dohromady.

<sup>7</sup> Tzn. importní náročnost exportu se kterou má česká ekonomika dlouhodobě problémy.

<sup>8</sup> Z definice indexu je růst brán jako apreciacie domácí měny.



**Tab. 4 Korelační tabulka proměnných v diferencované podobě – import**

	$d(A)$	$d(CG)$	$d(EX)$	$d(REER_{PPI})$
$d(A)$	1,000			
$d(CG)$	0,231	1,000		
$d(EX)$	0,140	0,103	1,000	
$d(REER_{PPI})$	0,209	0,170	0,412	1,000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

**Tab. 5 Johansenův test kointegrace –  $IM, A, REER_{PPI}, EX$** 

metoda Trace				metoda Maximum Eigenvalue			
$H_0$	$H_1$	hodnota	krit. hodnota 5%	$H_0$	$H_1$	hodnota	krit. hodnota 5%
$r=0$	$r>0$	63,40	62,99	$r=0$	$r>0$	32,48	31,46
$r\leq 1$	$r>1$	30,92	42,44	$r\leq 1$	$r>1$	19,11	25,54

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.:  $r$  – počet kointegračních vztahů.

Johansenův test zkoumá, zda existuje kointegrační vztah mezi časovými řadami. Dle Tab. 5 byl nalezen právě jeden vztah pro zpoždění druhého řádu (určeno dle informačních kritérií). Po převedení kointegračního vektoru na model korekce chyby je rovnice v podobě:

$$\begin{aligned}
 d(IM) = & -3,56 - 0,89 * d(IM)_{t-1} + 0,76 * d(A)_{t-1} - 0,17 \\
 & * d(REER_{PPI})_{t-1} + 1,13 * d(EX)_{t-1} - 0,34 * d(IM)_{t-2} \\
 & + 0,48 * d(A)_{t-2} + 0,07 * d(REER_{PPI})_{t-2} + 0,09 \\
 & * d(EX)_{t-2} - 0,30 \\
 & * (IM_{t-3} - 0,15 * A_{t-3} - 0,22 * REER_{PPI,t-3} - 0,43 \\
 & * EX_{t-3} - 0,5 * t)
 \end{aligned} \quad (3)$$

**Tab. 6 Statistiky modelu importu VECM**

Vysvětlující proměnná	t-statistika	Vysvětlující proměnná	t-statistika
$d(IM)_{t-1}$	-2,1**	$d(IM)_{t-2}$	-0,79
$d(A)_{t-1}$	1,86*	$d(A)_{t-2}$	1,21
$d(EX)_{t-1}$	2,97***	$d(EX)_{t-2}$	0,23
$d(REER_{PPI})_{t-1}$	-1,49	$d(REER_{PPI})_{t-2}$	0,59
<i>ect</i>	-2,25**	konstanta	-1,93*
$R^2 / R^2_{adj}$	43% / 35%	<b>F-test</b>	5,09***

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \* – 10%, \*\* – 5%, \*\*\* – 1% hlad. význam.

Růst domácí absorpce ovlivňuje import pozitivně v krátkém i dlouhém období<sup>9</sup>, což je v souladu s teorií. Při porovnání reálného efektivního kurzu je patrné, že v krátkém období (první zpoždění) při růstu  $REER_{PPI}$  (apreciace koruny) se snižuje import, což je obtížně ekonomicky interpretovatelné (zde je třeba zdůraznit statistickou nevýznamnost proměnné). Naopak v dlouhém období je vztah očekávatelný, tzn. při apreciaci koruny vzroste import. Výsledek by mohl naznačovat, že efekt nastartování importu, který nastane po apreciaci koruny je zpožděn o několik čtvrtletí z důvodu zásob firem na skladě a setrvačnosti v chování (firmy a domácnosti nereagují na kurz v krátkém období). Poslední parametr se týká exportu (resp. importní náročnost exportu). V prvním zpoždění je signifikantní pozitivní vliv na import, naopak v druhém zpoždění je proměnná statisticky nevýznamná. To by mohlo znamenat, že dovezené komponenty a suroviny jsou použity pro výrobu na následující dvě čtvrtletí. V dlouhém období je shodně růst kladný, tzn. růst exportu vyvolá růst importu.

U desagregovaných funkcí byla zvolena metoda VAR modelů<sup>10</sup>, protože nebylo možné najít pro každou z funkcí kointegrační vektor k vytvoření modelu korekce chyby. Finální model byl vždy vytvořen v souladu se statistickými předpoklady. Model importu dle SITC skupin 0, 1, 4, 8 (zboží určené pro osobní spotřebu) vypadá následovně:

$$d(IM_{0148}) = -0,3 * d(IM_{0148})_{t-1} + 1,01 * d(CG)_{t-1} + 0,5 * d(REER_{PPI})_t + 0,38 * d(EX)_{t-1} \quad (4)$$

**Tab. 7 Statistiky VARX modelu importu dle SITC 0, 1, 4, 8**

Vysvětlující proměnná	t-statistika	$R^2 / R^2_{adj}$	37% / 32%
$d(IM_{0148})_{t-1}$	-2,11**	<b>F-test</b>	8,1***
$d(CG)_{t-1}$	2,26**	<b>Serial test</b>	p-value = 0,32
$d(EX)_{t-1}$	2,11**	<b>Arch test</b>	p-value = 0,99
$d(REER_{PPI})_t$	3,44***	<b>Normality test</b>	p-value = 0,003

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1% hlad. význam.

Do modelu je zařazena proměnná  $CG$ , neboť absorpce vyšla statisticky nevýznamná (investice tedy neovlivňují import zboží určené k osobní spotřebě). Každá proměnná vyšla statisticky významná a v souladu s hypotézou.

<sup>9</sup> U dlouhodobého vztahu je třeba vnímat znaménka proměnných opačně.

<sup>10</sup> Resp. VARX modely (Vector Autoregressive with Exogenous Variable) s  $REER_{PPI}$  jako exogenní proměnnou, více viz (Pastucha, 2021).

Model importu dle SITC skupin 2, 3, 5, 6 (zboží určené k výrobě) je následující:

$$d(IM_{2356}) = -0,52 * d(IM_{2356})_{t-1} + 0,23 * d(A)_{t-1} + 0,55 * d(REER_{PPI})_t + 0,86 * d(EX)_{t-1} \quad (5)$$

**Tab. 8 Statistiky VARX modelu importu dle SITC 2, 3, 5, 6**

Vysvětlující proměnná	t-statistika	$R^2 / R^2_{adj}$	
$d(IM_{2356})_{t-1}$	-3,71***	<b>F-test</b>	43% / 39%
$d(A)_{t-1}$	0,79	<b>Serial test</b>	10,36***
$d(EX)_{t-1}$	3,9***	<b>Arch test</b>	p-value = 0,93
$d(REER_{PPI})_t$	3,13***	<b>Normality test</b>	p-value = 0,99
			p-value = 0,004

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1% hlad. význam.

V tomto modelu vyšla nesignifikantní absorpce i výdaje na spotřebu domácností a vlády, což naznačuje, že vyrobené zboží je určené hlavně pro následný export do zahraničí, a proto nereaguje ve větší míře na domácí trh. Export a reálný efektivní kurz byl statisticky významný a se znaménkem v souladu s hypotézou.

Poslední model importu dle SITC 7 (stroje a dopravní prostředky) je následovný:

$$d(IM_7) = -0,44 * d(IM_7)_{t-1} + 1,06 * d(A)_{t-1} + 1,27 * d(EX)_{t-1} - 0,35 * d(IM_7)_{t-2} + 0,3 * d(A)_{t-2} - 0,35 * d(EX)_{t-2} + 0,68 * d(REER_{PPI})_t \quad (6)$$

**Tab. 9 Statistiky VARX modelu importu dle SITC 7**

Vysvětl. prom.	t-statistika	Vysvětl. prom.	t-statistika
$d(IM_7)_{t-1}$	-2,77***	$d(IM_7)_{t-2}$	-2,24**
$d(A)_{t-1}$	2,34**	$d(A)_{t-2}$	0,78
$d(EX)_{t-1}$	4,19***	$d(EX)_{t-2}$	-1,04
$d(REER_{PPI})_t$	3,25***	$R^2 / R^2_{adj}$	46% / 38%
<b>F-test</b>	6,1***	<b>Serial test</b>	p-value = 0,86
<b>Arch test</b>	p-value = 0,99	<b>Normality test</b>	p-value = 0,49

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1% hlad. význam.

Parametry modelu vyšly statisticky významné zejména v prvním zpoždění. Absorpce je významná na rozdíl od předchozích modelů v prvním zpoždění, reálný efektivní kurz má znaménko v souladu s hypotézou. U exportu je vliv na import dle SITC 7 ve druhém zpoždění záporný (avšak stat. nevýznamný). Zde je tedy podobný závěr jako v agregované verzi importu, tzn. importem strojů a dopravních prostředků se pokryje poptávka na následující dvě čtvrtletí.

V Tab. 10 je porovnání jednotlivých modelů.

**Tab. 10 Směr závislosti a statistická významnost všech modelů importní funkce**

Směr závislosti / stat. významnost	Teoretický vztah	VARX $IM^{11}$	VARX $IM_{0148}$	VARX $IM_{2356}$	VARX $IM_7$
$d(A)_{t-1}$	+	+ / ano	+ / ne	+ / ne	+ / ano
$d(EX)_{t-1}$	+	+ / ano	+ / ano	+ / ano	+ / ano
$d(REER_{PPI})_t$	+	+ / ano	+ / ano	+ / ano	+ / ano
$R^2 / R^2_{adj}$	/	38% / 34%	37% / 32%	43% / 39%	46% / 38%

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: + značí pozitivní vztah, - značí negativní vztah.

Při porovnání agregovaného modelu s desagregovanými modely je zřejmé, že determinanty ovlivňující importní funkci jsou shodné ve všech modelech a nedochází k sčítání protichůdných jevů. V čem se modely liší, je statistická významnost, protože u importu určeného pro osobní spotřebu, i importu určeného pro výrobu, vyšla absorpce statisticky nevýznamná. U importu osobní spotřeby byl nalezen vztah k domácí poptávce ( $C + G$ ), u importu určeného k výrobě se nepodařilo najít žádný vztah s ekonomickým růstem a hlavní determinant se stal export zboží podpořený patrně zahraniční poptávkou. Statistická významnost pro model importu dle SITC 7 byla shodná s celkovou importní funkcí. Všechny proměnné v modelech měly znaménka v souladu s hypotézami.

### 3.3 Exportní funkce

V Tab. 11 jsou popsány všechny proměnné použité v modelech exportu. Vývoj zahraniční poptávky země vyjádříme pomocí hrubého domácího produktu EU, součet výdajů na spotřebu domácností a vlády vyjadřuje domácí poptávku, reálný efektivní kurz je vhodný použit z důvodu zastoupení největších obchodních partnerů na obratu zahraničního obchodu, cena ropy vyjádřená v korunách a index reálných mezd vyjadřuje nákladové faktory exportních firem. (Desagregovaný export je rozdělen následovně: součet SITC skupiny 0, 1, 4 a 8 (Potraviny a živá zvířata, nápoje a tabák, živočišné a rostlinné oleje, tuky či vosky, průmyslové spotřební zboží) reprezentuje export zboží určený pro osobní spotřebu, SITC 2, 3, 5 a 6 (Surové materiály, minerální paliva či maziva, chemikálie, tržní výrobky tříděné dle materiálu) reprezentuje export zboží určený k výrobě a samostatná SITC 7 (Stroje a dopravní prostředky) jako skupina s nejvyšším podílem na exportu v ČR.

<sup>11</sup> Model má shodná znaménka s diferencemi v modelu korekce chyby, více viz (Pastucha, 2021).

**Tab. 11 Popis časových řad – export**

Pořadové číslo	Zkratka	Význam
1.	$HDP_{EU}$	Hrubý domácí produkt zemí EU-28 v reálném vyjádření
2.	$CG$	Výdaje na spotřebu domácností a vlády v reálném vyjádření
3.	$EX$	Export ČR v reálném vyjádření
4.	$REER_{PPI}$	Reálný efektivní kurz deflovaný PPI
5.	$POIL$	Cena ropy přepočtená dle CZK/USD
6.	$EX_{0148}$	Export ČR dle SITC skupin 0, 1, 4, 8
7.	$EX_{2356}$	Export ČR dle SITC skupin 2, 3, 5, 6
8.	$EX_7$	Export ČR dle SITC skupiny 7
9.	$WAGE$	Index reálných mezd

Zdroj: Vlastní zpracování.

Základní model exportu, ze kterého bude vycházeno při empirických testech, lze zapsat ve tvaru:

$$EX = \alpha + \beta * HDP_{EU} + \gamma * REER_{PPI} + \delta * CG + \theta * POIL + \eta * WAGE + \epsilon \quad (7)$$

Vliv  $HDP_{EU}$  na export reprezentující poptávku pro exportéry je očekáván kladný, naopak součet výdajů na spotřebu domácností a vlády reprezentující domácí poptávku je očekáván záporný, neboť při růstu domácí poptávky se může část exportních firem snížit export zboží a prodat zboží na domácím trhu. Vliv růstu reálného efektivního kurzu (apreciace české koruny<sup>12</sup>) je na export očekáván negativní, protože exportéři fakturují v cizí měně a poté směňují do domácí měny za horší kurz. Růst mzdových nákladů nebo růst světové komodity (ropy) zvyšuje nákladovost exportní firmy a je očekáván pokles exportu.

Z Tab. 12 je zřejmé, že dle rozšířeného ADF testu je každá časová řada integrovaná řádu 1 a je tedy možné využít kointegrační analýzu.

<sup>12</sup> Z definice indexu je růst brán jako apreciacie domácí měny.

**Tab. 12 Testy jednotkového kořene – export**

Proměnná	ADF test (p-value)		Řád integrace
	nedif.	dif.	
$HDP_{EU}$	0,923	0,000	1
$CG$	0,955	0,000	1
$EX$	0,579	0,000	1
$REER_{PPI}$	0,595	0,000	1
$POIL$	0,181	0,000	1
$EX_{0148}$	0,294	0,000	1
$EX_{2356}$	0,071	0,000	1
$EX_7$	0,238	0,000	1
$WAGE$	0,076	0,000	1

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: ADF test byl tvořen s konstantou a trendem.

V Tab. 13 je vytvořena korelační matice pro diferencované časové řady vysvětlujících proměnných. Žádná kombinace proměnných nevykazuje párový korelační koeficient vyšší než 0,4.

**Tab. 13 Korelační tabulka proměnných v diferencované podobě – export**

	$d(HDP_{EU})$	$d(CG)$	$d(REER_{PPI})$	$d(POIL)$	$d(WAGE)$
$d(HDP_{EU})$	1,000				
$d(CG)$	0,263	1,000			
$d(REER_{PPI})$	0,399	0,170	1,000		
$d(POIL)$	0,131	0,058	0,040	1,000	
$d(WAGE)$	0,073	-0,083	0,080	-0,185	1,000

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

**Tab. 14 Johansenův test kointegrace –  $EX$ ,  $HDP_{EU}$ ,  $REER_{PPI}$ ,  $POIL$ ,  $WAGE$ ,  $CG$**

metoda Trace				metoda Maximum Eigenvalue			
$H_0$	$H_1$	hodnota	krit. hodnota 5%	$H_0$	$H_1$	hodnota	krit. hodnota 5%
$r=0$	$r>0$	125,21	102,14	$r=0$	$r>0$	45,02	40,30
$r\leq 1$	$r>1$	70,19	76,07	$r\leq 1$	$r>1$	28,63	34,40

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.:  $r$  – počet kointegračních vztahů.

Dle Tab. 14 byl pomocí Johanesova testu nalezen právě jeden kointegrační vektor pro zpoždění prvního řádu (určeno dle informačních kritérií). Po převedení na model korekce chyby je rovnice v podobě:

$$\begin{aligned}
d(EX) = & 871 + 0,29 * d(EX)_{t-1} + 0,84 * d(HDP_{EU})_{t-1} - 0,26 \\
& * d(REER_{PPI})_{t-1} + 0,02 * d(POIL)_{t-1} - 0,10 \\
& * d(WAGE)_{t-1} - 0,72 * d(CG)_{t-1} - 0,012 * (EX)_{t-2} \quad (8) \\
& - 12,8 * HDP_{EU,t-2} - 1,73 * REER_{PPI,t-2} + 0,78 \\
& * POIL_{t-2} - 10,4 * WAGE_{t-2} + 13,9 * CG_{t-2})
\end{aligned}$$

**Tab. 15 Statistika modelu exportu VECM**

Vysvětl. prom.	t-statistika	Vysvětl. prom.	t-statistika
$d(EX)_{t-1}$	2,03**	$d(POIL)_{t-1}$	1,86*
$d(HDP_{EU})_{t-1}$	2,04**	$d(WAGE)_{t-1}$	-0,78
$d(REER_{PPI})_{t-1}$	-2,54***	$d(CG)_{t-1}$	-1,78*
<i>ect</i>	-1,83*		
$R^2 / R^2_{adj}$	40% / 34%	<b>F-test</b>	6,81***

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1% hlad. význam.

Zahraniční poptávka vyjádřená v podobě HDP EU vyšla v souladu s hypotézou tzn. pozitivní růst vede k růstu exportu v krátkém i dlouhém období. Reálný efektivní kurz vyšel v krátkém období dle hypotézy a tedy, při depreciaci domácí měny exportéři, kteří prodávají zboží na zahraničním trhu a následně směňují zpět do domácí měny, vydělávají na kurzovním rozdílu, resp. se zvyšuje jejich konkurenceschopnost na trhu. V dlouhém období však tento vztah neplatí, protože depreciace domácí měny vede k poklesu exportu, resp. apreciacie domácí měny vede k růstu exportu. Ekonomická úvaha na pozadí může být následovná: česká ekonomika je konvergující ekonomika, která má v dlouhém období tendenci pro apreciaci české koruny. V krátkém období tedy český exportéři mohou získat konkurenční výhodu v podobě slabší domácí měny, ale v dlouhodobém období se musí zaměřit na zvyšování efektivity výroby, využití nových technologií tak, aby konkurovali hlavně zvýšením kvality zboží, a nikoliv pouze cenou. Nicméně kointegrační vektor dvou proměnných není o kauzalitě, ale o vzájemné provázanosti, proto by mohl být vztah opačný, to znamená, že růstem exportu se zlepšuje saldo výkonové bilance, následně saldo běžného účtu platební bilance, což zvyšuje tlak na apreciaci domácího kurzu. Autoři Mandel, Tran (2017) zmiňují, že úspěšná konvergující ekonomika zvyšuje objem exportu společně s růstem dosahovaných exportních cen, což vede k apreciaci domácí měny.

Cena ropy v českých korunách vychází v krátkém období v rozporu s ekonomickou teorií, protože při růstu ceny ropy jako nákladového faktoru, roste export. V dlouhém období již platí očekávatelný vztah, že při růstu cen ropy klesá export. Zdá se tedy, že v krátkém období je cena ropy počítána pro firmy jako fixní náklad, protože plánují výrobu na delší dobu a v dlouhém období je již cena ropy promítnutá do klesající výroby, resp. klesajícího exportu. Opačné znaménko v krátkém období by také mohlo

znamenat, že si firmy na růst ceny ropy chtějí devizově vydělat, a proto zvýší export. V případě mezd je vztah v souladu s teorií v krátkém období, tzn. při růstu mezd klesá export (avšak proměnná je stat. nevýznamná), v dlouhém období při růstu mezd roste export. Zde tedy pravděpodobně v krátkém období je výše mezd pro firmy variabilní náklad, který je okamžitě započítán do klesající výroby, tedy i exportu. V dlouhém období rostou mzdy, ale pravděpodobně produktivita práce roste rychleji, a proto může export růst anebo je u kointegračního vektoru logika opačná, export roste, což vytváří pracovní místa a při nedostatečné nabídce práce ze strany zaměstnanců následně rostou mzdy. Poslední proměnná v podobě domácí poptávky ( $C + G$ ) souhlasí s ekonomickou teorií v krátkém i dlouhém období, tedy že při růstu domácí poptávky, klesá export, protože exportéři mají v tomto případě tendenci zboží neexportovat do zahraničí, ale prodávat v tuzemsku.

Na rozdíl od desagregovaných importních funkcí, vycházely desagregované exportní funkce výrazně slaběji a bylo problematické najít statisticky významné modely. Exportní funkci dle SITC skupin 0, 1, 4, 8 (Potraviny a živá zvířata, nápoje a tabák, živočišné a rostlinné oleje, tuky či vosky, průmyslové spotřební zboží), tzn. export zboží určené pro osobní spotřebu je určen následovně:

$$\begin{aligned} d(EX_{0148}) = & -0,14 * d(EX_{0148})_{t-1} + 0,06 * d(POIL)_{t-1} + 0,20 \\ & * d(WAGE)_{t-1} - 0,71 * d(REER_{PPI})_{t-1} - 1,39 \\ & * d(CG)_{t-1} + 1,73 * d(HDP_{EU})_t \end{aligned} \quad (9)$$

**Tab. 16 Statistiky VARX<sup>13</sup> modelu exportu dle SITC 0, 1, 4, 8**

Vysvětl. prom.	t-statistika	Vysvětl. prom.	t-statistika
$d(EX_{0148})_{t-1}$	-1,10	$d(REER_{PPI})_{t-1}$	-2,58**
$d(POIL)_{t-1}$	2,48**	$d(CG)_{t-1}$	-1,50
$d(WAGE)_{t-1}$	0,55	$d(HDP_{EU})_t$	2,35**
		$R^2 / R^2_{adj}$	29% / 22%
<b>F-test</b>	3,67***	<b>Serial test</b>	p-value = 0,67
<b>Arch test</b>	p-value = 0,99	<b>Normality test</b>	p-value = 0,001

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \* = 10%, \*\* = 5%, \*\*\* = 1% hlad. význam.

Oba nákladové faktory ( $WAGE$ ,  $POIL$ ) vyšly se znaménkem v rozporu s hypotézou, tzn. při růstu nákladu firmy roste export ( $WAGE$  vyšla stat. nevýznamná). Zbýlé proměnné vyšly v souladu s hypotézou, pouze  $CG$  byla stat. nevýznamná.

<sup>13</sup> V následujících modelech byla proměnná  $HDP_{EU}$  zařazena jako exogenní.



Exportní funkce dle SITC 2, 3, 5, 6 (Surové materiály, minerální paliva či maziva, chemikálie, tržní výrobky tříděné dle materiálu) reprezentuje export zboží určený k výrobě a výsledná rovnice je následující:

$$d(EX_{2356}) = -0,26 * d(EX_{2356})_{t-1} + 0,01 * d(POIL)_{t-1} - 0,14 * d(WAGE)_{t-1} - 0,36 * d(REER_{PPI})_{t-1} - 0,52 * d(CG)_{t-1} + 1,90 * d(HDP_{EU})_t \quad (10)$$

**Tab. 17 Statistiky VARX modelu exportu dle SITC 2, 3, 5, 6**

Vysvětl. prom.	t-statistika	Vysvětl. prom.	t-statistika
$d(EX_{2356})_{t-1}$	-2,30**	$d(REER_{PPI})_{t-1}$	-2,35**
$d(POIL)_{t-1}$	0,91	$d(CG)_{t-1}$	-0,90
$d(WAGE)_{t-1}$	-0,69	$d(HDP_{EU})_t$	2,47***
		$R^2 / R^2_{adj}$	41% / 34%
<b>F-test</b>	6,11***	<b>Serial test</b>	p-value = 0,74
<b>Arch test</b>	p-value = 0,99	<b>Normality test</b>	p-value = 0,001

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1% hlad. význam.

Na rozdíl od předchozího modelu export klesá při růstu mezd, což je v souladu s hypotézou, parametr u ceny ropy je téměř s nulovým parametrem. Znaménka u dalších determinantů jsou dle hypotézy, překvapivě je stále proměnná *CG* statisticky nevýznamná.

Exportní funkce dle SITC skupiny 7 (Stroje a dopravní prostředky) je daná rovnicí:

$$d(EX_7) = -0,23 * d(EX_7)_{t-1} + 0,01 * d(POIL)_{t-1} + 0,01 * d(WAGE)_{t-1} - 0,26 * d(REER_{PPI})_{t-1} - 0,26 * d(CG)_{t-1} + 2,80 * d(HDP_{EU})_t \quad (11)$$

**Tab. 18 Statistiky VARX modelu exportu dle SITC 7**

Vysvětl. prom.	t-statistika	Vysvětl. prom.	t-statistika
$d(EX_7)_{t-1}$	-1,70*	$d(REER_{PPI})_{t-1}$	-1,01
$d(POIL)_{t-1}$	0,86	$d(CG)_{t-1}$	-0,30
$d(WAGE)_{t-1}$	0,05	$d(HDP_{EU})_t$	2,47***
		$R^2 / R^2_{adj}$	32% / 25%
<b>F-test</b>	6,11***	<b>Serial test</b>	p-value = 0,55
<b>Arch test</b>	p-value = 0,99	<b>Normality test</b>	p-value = 0,001

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: \*=10%, \*\*=5%, \*\*\*=1% hlad. význam.

Dle Tab. 18 je patrné, že exportní model dle SITC 7 je vysvětlen pouze zahraniční poptávkou v podobě HDP EU, všechny ostatní proměnné vyšly statisticky nevýznamné, u nákladových faktorů opět s opačným znaménkem vůči hypotéze.

V Tab. 19 je porovnání jednotlivých modelů včetně celkové exportní funkce.

**Tab. 19 Směr závislosti a statistická významnost všech modelů exportní funkce**

Směr závislosti / stat. významnost	Teoretický vztah	VARX $EX^{14}$	VARX $EX_{0148}$	VARX $EX_{2356}$	VARX $EX_7$
$d(POIL)_{t-1}$	-	+ / ne	+ / ne	+ / ne	+ / ne
$d(WAGE)_{t-1}$	-	- / ne	+ / ne	- / ne	+ / ne
$d(REER_{PI})_{t-1}$	-	- / ano	- / ano	- / ano	- / ne
$d(CG)_{t-1}$	-	- / ano	- / ne	- / ne	- / ne
$d(HDP_{EU})_t$	+	+ / ano	+ / ano	+ / ano	+ / ano
$R^2 / R^2_{adj}$	/	63% / 60%	29% / 22%	41% / 34%	32% / 25%

Zdroj: Vlastní zpracování v programu R.

Pozn.: + značí pozitivní vztah, - značí negativní vztah.

Jednoznačně nejsilnější determinant ovlivňující exportní funkce byl hrubý domácí produkt EU. U proměnné  $CG$  byl směr závislosti shodný u všech modelů, avšak trochu překvapivě ani u jednoho desagregovaného modelu nebyla proměnná statisticky významná (na rozdíl od agregovaného modelu). Reálný efektivní kurz byl s očekávatelným znaménkem shodný u všech modelů, pouze u  $EX_7$  vyšel nesignifikantní. Nabídkové faktory (mzda a cena ropy) se nepodařilo signifikantně nalézt ani u jednoho z modelů.

## 4 Závěr

Analýzou determinant exportní a importní funkce ČR se v minulosti zabíralo více autorů, avšak pouze Tomšík (2001a, 2001b) provedl podrobnou studii rozlišující výrobovou strukturu zahraničního obchodu. Proto v tomto článku byly vytvořeny nejen agregátní modely, ale také desagregované dle SITC skupin rozlišující využití zboží (k osobní spotřebě, určené do výroby a stroje s dopravními prostředky jako nejvýznamnější skupina).

V případě importní funkce se řadí mezi nejdůležitější proměnné domácí poptávka, která byla zařazena v podobě absorpce, popř. výdajů na spotřebu domácností a vlády ( $C + G$ ). Ta vyšla pozitivní v krátkém i dlouhém období a koresponduje s výsledky předchozích prací (Holub, 1996; Kapička, 1997; Tomšík, 2001; Obešlo, 2017). Zařazení proměnné exportu vyjadřující importní náročnost exportu využil

<sup>14</sup> Model má shodná znaménka s diferencemi v modelu korekce chyby, více viz (Pastucha, 2021).

poprvé Tomšík (2001b)<sup>15</sup> a dále Obešlo (2017). V souladu s výsledky předchůdců byl vztah pozitivní. U zařazení reálného efektivního kurzu bylo zjištěno, že domácnosti a firmy nereagují na kurz v krátkém období. V dlouhém období již byl vztah očekávatelný se správným znaménkem, na rozdíl od analýzy Obešla (2017), který měl nesprávné znaménko z hlediska teorie v obou obdobích. U desagregovaných modelů bylo zjištěno, že import dle SITC 0, 1, 4, 8 (zboží určené k osobní spotřebě) nereaguje na absorpci, naopak domácí poptávka vyjádřená pomocí  $C + G$  vyšla statisticky významná. U modelu importu dle SITC 2, 3, 5, 6 (zboží určené do výroby) model nejsilněji reagoval na export a reálný kurz (absorpce byla stat. nevýznamná). U modelu importu dle SITC 7 (stroje a dopravní prostředky) vyšly statisticky významné všechny proměnné, narozdíl od modelu Tomšíka (2001a), který nenalezl signifikantní model. Závěrem tedy nebylo prokázáno, že by libovolný desagregovaný model reagoval významně odlišně oproti celkovému modelu importu.

U exportní funkce byly zařazeny poptávkové a nákladové faktory. Nejvýznamnější proměnná byla zahraniční poptávka vyjádřená hrubým domácím produktem EU. Ta vyšla v souladu se všemi předchozími modely pozitivní. Reálný efektivní kurz vyšel v souladu v krátkém období, avšak v dlouhém období při apreciaci kurzu export rostl. Stejně znaménko měl také model od Havrlanta a Huška (2011). To je možné vysvětlit tak, že konvergující ekonomiky mají tendenci posilovat domácí kurz a exportéři se musí zaměřit na zvyšování efektivity výroby, využití nových technologií tak, aby konkurovali hlavně zvýšením kvality zboží, a nikoliv pouze cenou. Domácí poptávka ( $C + G$ ) měla negativní vztah v souladu s modelem Mandela a Trana (2017). Pravděpodobně tak část zboží určeného k exportu se přesune na domácí trh. Nákladové faktory byly zvoleny: cena ropy vyjádřená v CZK a velikost růstu mezd vyjádřené pomocí reálného indexu mezd. K překvapivým zjištěním patří poznatek, že parametr u ceny ropy byl shodně s modelem Mandela a Trana (2017) opačný v krátkém období. Zdá se, že exportéři mají v krátkém období nastavenou cenu ropy jako fixní náklad a až v delším období započítávají růst této komodity do plánování výroby. U mezd naopak vyšlo znaménko opačně v dlouhém období, pravděpodobně tedy musí růst produktivita práce rychleji a díky tomu při růstu mezd roste export (zde je třeba zdůraznit stat. nevýznamnost). Desagregované modely nejsilněji reagovaly na HDP EU, oproti celkovému modelu nebyla prokázána statistická významnost proměnné  $C + G$ , reálný efektivní kurz vyšel v souladu s hypotézou (pouze u modelu dle SITC 7 byla proměnná nesignifikantní). Nákladové faktory shodně s celkovým modelem vyšly statisticky nevýznamné. Závěrem i u exportní funkce je třeba zamítnout prokázání významné odlišnosti mezi agregovaným a desagregovanými modely.

<sup>15</sup> Pro samostatný model s jednou proměnnou.

## Literatura

ALTINTAS, S., TÜRKER, O., 2014. The Dynamics of Export and Import Functions in Turkey: Cointegration and Multivariate Granger Causation Analysis. . *International Journal of Asian Social Science*. Sv. 5, č. 5, s. 676–689.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J., 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *The Econometric Society*. Sv. 55, č. 2, s. 251–276. doi: 10.2307/1913236.

GOLDSTEIN, M., KHAN, M. S., 1978. The Supply and Demand for Exports: A Simultaneous Approach. *The Review of Economics and Statistics*. Sv. 60, č. 2, s. 275–286. doi: 10.2307/1924981.

HAVRLANT, D., HUŠEK, R., 2011. Models of factors driving the czech export. *Prague economic papers* [online]. Sv. 20, č. 3, s. 195-215. doi: 10.18267/j.pep.396.

HOLUB, T., 1996. Analýza poptávky po importu ČR. *Finance a úvěr* [online]. Sv. 46, č. 9, s. 511–519.

KAPIČKA, M., 1997. Vývoj obchodní bilance v letech 1993-96. *Finance a úvěr* [online]. Sv. 47, č. 3, s. 163–175.

KHARROUBI, E., 2011. The Trade Balance and the Real Exchange Rate. *BIS Quarterly Review*. s. 33–42.

MANDEL, M., DURČÁKOVÁ, J., 2016. *Mezinárodní finance a devizový trh*. Praha: Management Press.

MANDEL, M., TRAN, V. Q., 2017. Empirická verifikace exportní funkce s akcentem na vliv kurzu české koruny k euru. *Politická ekonomie* [online]. Sv. 65, č. 6, s. 649–668. doi: 10.18267/j.polek.1168.

MUSCATELLI, 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 Exports. *The Economic Journal*. Sv. 102, č. 415, s. 1467–1477. doi: 10.2307/2234801.

OBEŠLO, F., 2017. Export and Import Functions (Empirical Analysis on the Example of the Czech Republic). *European Financial and Accounting Journal* [online]. Sv. 12, č. 3, s. 5–16. doi: 10.18267/j.efaj.184.

PASTUCHA, F., 2021. *Empirická verifikace vztahu zahraničního obchodu a ekonomického růstu (strukturální pohled)*. Diplomová práce. Praha: Vysoká škola ekonomická. VŠE. Dostupné také z: [https://vskp.vse.cz/82215\\_empiricka-verifikace-vztahu-zahranicniho-obchodu-a-ekonomického-rustu-strukturalni-pohled??page=4](https://vskp.vse.cz/82215_empiricka-verifikace-vztahu-zahranicniho-obchodu-a-ekonomického-rustu-strukturalni-pohled??page=4).

TOMŠÍK, V., 2001a. Regresní analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998. *Finance a úvěr* [online]. Sv. 51, č. 1, s. 46–58.

TOMŠÍK, V., 2001b. Kointegrační analýza funkcí zahraničního obchodu ČR v letech 1993–1998. *Finance a úvěr* [online]. Sv. 51, č. 7–8, s. 417–429.

# **Analysis of the export and import function of the Czech Republic: aggregate and structural view**

*Filip Pastucha*

## **Abstract:**

The article deals with modelling of the import and export function of the Czech Republic with an emphasis on the structural view of foreign trade. As the Czech economy is a very open one, a detailed quantification of the variables affecting foreign trade may be crucial for the future direction of economic policy. The models are constructed using a cointegration or an error correction model distinguishing between short-run and long-run relationships. In addition, VAR models of disaggregated import and export functions are constructed using SITC groups examining whether there is a significant difference in the explanatory variables relative to the overall model. In the import function, the statistical significance of domestic demand characterized by absorption is confirmed in line with theory. Imports do not respond to the real exchange rate in the short run, but in the long run they already respond in line with theory. The import intensity of exports (the explanatory variable exports) came out significant. This confirms the import intensity, which the Czech economy has been struggling with for a long time. In the case of the export function, the important explanatory variable is external demand expressed in terms of EU GDP. The real exchange rate has an effect consistent with theory in the short run, but in the long run the estimated sign in front of the explanatory variable is inconsistent with theory. Domestic demand in the form of private and government consumption affects exports negatively. The disaggregated models did not show significant differences from the overall model for both imports and exports.

## **Keywords:**

Export function; Import function; Cointegration; Error correction model; VAR model.

## **JEL Classification:**

C5, F14.