CENOVÁ KONVERGENCE ZEMÍ EVROPSKÉ UNIE OD VÝCHODNÍHO ROZŠÍŘENÍ A JEJÍ DOPADY NA ČESKOU REPUBLIKU*

Martin Gorčák^a, Stanislav Šaroč^a , Josef Bič^a

Abstract

Price Convergence of the EU Countries since the Eastern Enlargement and its Impacts on the Czech Republic

The article examines the factors of convergence of price levels among European countries, even regarding the time lag since previous research on the Czech Republic's accession to the EU. In addition to the factors included in the Balassa-Samuelson model, it has been found that certain structural factors contribute to price convergence, as could be expected especially in the transition economies after accessing the EU in 2004. It has also been confirmed that in the context of liberalization of the economies in Central and Eastern Europe, the enlarged internal market and harmonization from the EU level, it is not possible to clearly distinguish between “tradable” and “non-tradable” sectors. Contrary to expectations, however, it has been questioned that due to price deregulation in the Czech Republic, reduced price deviation would be reported for goods with regulated prices so the threat of Baumol's disease is still seen in this context. It is also relevant for the context of European integration that it is possible to doubt the risk of price jumps in the Czech Republic after the adoption of the euro, regarding the examination of the price convergence factors.

Keywords: Balassa-Samuelson effect, comparative price level, GDP per capita, inflation, tradables, labour productivity

JEL Classifications: E31, E52, F15, P22

Úvod

Na konci minulého století a v první dekádě tohoto století byly v odborné literatuře obsáhle diskutovány mechanismy nominální a reálné konvergence, a to v souvislosti se vstupem České republiky (ČR) do Evropské unie (EU). Jednou z tehdy zkoumaných otázek bylo, zda se vstup ČR do EU výrazněji projeví v relativním růstu cenové hladiny v ČR. Tehdejší diskuse (např. Čihák, Holub 2003, Žďárek 2006a, b a další) vycházela z již klasických

* Tato stať vznikla v rámci řešení projektu IGA „Desintegrační rizika pro Evropskou unii“, č. F2/55/2020.

a Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta mezinárodních vztahů, Praha, Česká republika
E-mail: gorm03@vse.cz; stanislav.saroch@vse.cz; josef.bic@vse.cz

diskuse (např. Čihák, Holub 2003, Žďárek 2006a, b a další) vycházela z již klasických studií, založených na empirických datech. Například Balassa (1964) a Samuelson (1964, 1994) poskytli teoretickou validaci empirického zjištění, že méně rozvinuté ekonomiky vykazují nižší cenové hladiny než vyspělejší ekonomiky. To je dle jejich zjištění zapříčiněno vyšší produktivitou v sektoru s obchodovatelnými statky ve vyspělejších ekonomikách. Sektory s neobchodovatelnými statky ovšem bývají náročnější na služby, čímž je omezen prostor pro zvýšení technologické vyspělosti (což dokazují i Baumol a Bowen, 1966). Výše uvedený jev dle Balassy (1964) a Samuelsona (1964, 1994) lze nejjednodušeji vysvětlit na příkladu malé ekonomiky s fixním měnovým kurzem. V této ekonomice nebude mít růst produktivity žádný vliv na ceny obchodovatelných statků, poněvadž cena v domácí ekonomice je cenou, jež převažuje ve světě. Místo růstu cen dojde k růstu mezd v sektoru s obchodovatelnými statky. Pokud zároveň nedojde k proporcionálnímu nárůstu produktivity v sektoru s neobchodovatelnými statky, potom v tomto sektoru musí dojít k nárůstu cen. Jinými slovy růst produktivity (a následně mezd) v sektoru s obchodovatelnými statky vyvolá růst cenové hladiny v dané ekonomice prostřednictvím růstu mezd a následně cen v sektoru s neobchodovatelnými statky.

V souvislosti s růstem produktivity ve vybraných sektorech lze poukázat i na Baumolem popsáný jev růstu nákladů (v angl. psané literatuře známý jako *Baumol's cost disease*; Baumol, 1967): dojde-li k nárůstu produktivity práce v sektorech s vysokým potenciálem technologického pokroku, potom jsou ostatní sektory (jež mají tento potenciál značně omezen) motivovány k navyšování platů, a to často za využití prostředků z veřejných rozpočtů. Za typické sektory podporované vládou v tomto kontextu bývají považovány zdravotnictví či školství.

Rogoff (1996) dokazuje, že Balassův-Samuelsonův efekt v praxi funguje bez ohledu na volbu mezi fixním a flexibilním měnovým kurzem. Taktéž dokazuje, že reálně konvergující ekonomiky mají tendenci zažívat apreciaci reálného měnového kurzu, přičemž zde je předpokladem, že sektor s obchodovatelnými statky je v těchto ekonomikách hlavním místem pro zvyšování produktivity. Zároveň potvrzuje větší vliv výše zmíněného efektu u indexu spotřebitelských cen než u indexu velkoobchodních cen (vzhledem k menšímu podílu obchodovatelných statků u prvně uvedeného indexu).

Podle Balassova-Samuelsonova (B-S) modelu se zákon jedné ceny tedy vztahuje pouze na obchodovatelné statky, nikoli však na neobchodovatelné (Balassa, 1964; Samuelson, 1964, 1994; Čihák a Holub, 2003, 2005; Žďárek, 2006a). Taktéž předpokládá dokonalou mobilitu pracovních sil mezi sektory v dané ekonomice, avšak nulovou mobilitu napříč různými ekonomikami. B-S model pro odhad komparativní cenové hladiny lze zapsat pomocí rovnice (1), která je uvedena níže (podobu rovnice převzata od Čiháka a Holuba (2001a, 2003, 2005):

$$\frac{P}{P^*} = \left(\frac{A_T}{A_T^*} \right)^{1-\gamma} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{1-\gamma} = \left(\frac{GDP_{nom}}{GDP_{nom}^*} \right)^{1-\gamma} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{1-\gamma} = \left(\frac{GDP_{ppp}}{GDP_{ppp}^*} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}} \left(\frac{A_N^*}{A_N} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}. \quad (1)$$

Tento model zahrnuje cenovou hladinu (P), produktivitu práce v sektoru s obchodovatelnými statky (A_T) a neobchodovatelnými statky (A_N), podíl neobchodovatelných statků $(1 - \gamma)$ a obchodovatelných statků (γ) na HDP, HDP na zaměstnance vyjádřený pomocí nominálního měnového kurzu (GDP_{nom}) a HDP na zaměstnance dle PPP (GDP_{PPP}). Ukazatelé pro zahraniční ekonomiku jsou označeny hvězdičkou, např. cenová hladina zahraniční ekonomiky je označena jako P^* . Jak uvádí Čihák a Holub (2003, 2005), Obstfeld a Rogoff (1996) či Asea a Corden (1994), lze použít i pokročilejší verzi B-S modelu za použití produkční funkce se dvěma či třemi faktory.

Na rozdíl od B-S modelu Rogoff (1996) taktéž zvažuje i jiné faktory způsobující cenové odchylky od parity kupní síly ve středním a dlouhém období, a sice výdaje sektoru vládních institucí a nerovnováhy běžného účtu platební bilance. Poukazuje na dřívější evidenci pozitivně korelovaného vztahu mezi běžným účtem a reálným měnovým kurzem, což může být vysvětleno např. zvýšením salda běžného účtu pomocí dočasného šoku v produktivitě dané země. Zároveň tento dočasný šok způsobuje zhoršení zahraničních směnných relací v dané zemi. Výdaje sektoru vládních institucí mohou mít dopad na reálný měnový kurz, poněvadž oproti soukromým výdajům dopadají veřejné výdaje více na neobchodovatelné statky. Tím pádem růst vládních výdajů vede k reálné apreciaci. Rogoff (1996) upozorňuje na to, že jeho modifikace B-S modelu nemusí být nutně dostatečně robustní ani univerzální, aby nahradily teorii parity kupní síly jakožto teorii dlouhodobého reálného měnového kurzu. Égert (2007), podobně jako Rogoff (1996), zahrnuje do svých regresí podíl importu na HDP a taktéž rozpočtové saldo. Égert (2007) zároveň přišel se svébytným příspěvkem, který se zabývá mj. konvergencí v oblasti statků s regulovanými cenami nebo statků poskytovaných v rámci veřejného sektoru.

Poznatky výše uvedených autorů, zejm. Balassy (1964), Samuelsona (1964, 1994), Rogoffa (1996), Baumola a Bowena (1966), Čiháka a Holuba (2003, 2005), Žďárka (2006a) a Égerta (2007) lze v empirické části příspěvku využít k identifikaci faktorů, jež mají dopad na konvergenci cenových hladin ekonomik evropských zemí, zvláště pokud vezmeme v potaz časový odstup od roku 2004, kdy začalo docházet k rozšiřování EU o státy střední a východní Evropy. Od vstupu ČR do EU se ve světle dnešní pokročilé integrace zásadně změnil celkový kontext (pokud jde zejm. o strukturální či institucionální faktory, jež by mohly mít vliv na vývoj cenové hladiny). Deregulace cen a daňové reformy, jež byly v ČR zaváděny již od roku 1993, by mohly představovat relevantní faktor pro výši cenové hladiny. Obecně lze očekávat, že zvýšení daní se promítne do spotřebitelských cen. Podobně jako u Égerta (2007) by bylo tedy zajímavé sledovat vliv veřejných financí (včetně nepřímých daní) na cenovou konvergenci napříč státy EU, zvláště pokud zvážíme kontext harmonizace daní v EU. Kromě toho stojí za zmínku, že již Čihák a Holub (2001a, 2003, 2005), Žďárek (2006a), Vintrová *et al.* (2001) a Canzoneri

et al. (1997) poukazovali na specifickou ČR v kontextu evropské integrace, přičemž tehdy existující odchylka cenové hladiny od té odhadované naznačovala obavy, že by v české ekonomice mohly existovat určité strukturální či institucionální slabiny a že by po vstupu do EU mohlo docházet ke skokovým změnám cenové hladiny v ČR.

Cílem příspěvku je jednak ověřit, co způsobuje konvergenci cenových hladin evropských států (včetně ČR), a zda zde existuje, příp. jak se vyvíjí, rizikový potenciál pro projev Baumolovy choroby. Návným cílem je poté vyvodit závěry o cenové konvergenci ČR od rozšíření EU v roce 2004 a posoudit dopady těchto zjištění s ohledem na povinnost v budoucnu přijmout euro. Tento širěji definovaný cíl doplňujeme konkrétněji vymezenými hypotézami, jejichž ověření je prostředkem k naplnění cíle.

Vzhledem k postupné liberalizaci a již zmíněné deregulaci cen, jimiž procházely tranzitivní ekonomiky od počátku 90. let, bylo možné očekávat, že jejich cenové hladiny budou konvergovat k EU, mj. díky menší míře regulovaných cen. Vzhledem k přijímání minimálních požadavků legislativy EU v souvislosti s integrací do vnitřního trhu by se dal očekávat pokles cenové regulace. Tento jev lze zkoumat u ekonomik států, které rozšířily EU od roku 2004. Tím pádem první hypotéza (H_1) zní: ***Česká republika vykazuje díky cenové deregulaci sníženou cenovou odchylku u statků s regulovanými cenami.*** Budou-li přetrvávat cenové odchylky směrem dolů od odhadované cenové hladiny v případě ČR, lze zkoumat další faktory, jež dnes ovlivňují cenovou hladinu. Těmi jsou další ukazatele vybrané z B-S modelu (1). Ohledně přesnějšího vymezení sektoru s neobchodovatelnými statky je třeba diskutovat validitu zařazení některých odvětví do tohoto sektoru. Zatímco před vstupem do EU ČR připravovala vnitrostátní institucionální rámec na vstup do EU a do vnitřního trhu, a v tehdejších podmínkách bylo snazší považovat za neobchodovatelné sektory mj. dopravu, informační a komunikační technologie či ubytovací služby, v období po vstupu se situace změnila. Od vstupu do EU uplynulo již šestnáct let, v EU došlo k pokroku v liberalizaci zejména v sektoru dopravy, což se může promítnout v regresi za použití B-S modelu. Proto byla nadefinována druhá hypotéza (H_2): ***V průběhu liberalizace části dříve regulovaných cen po vstupu ČR na vnitřní trh došlo ke snížení relevantnosti vybraných sektorů, jež byly zvoleny jako neobchodovatelné.***

Ze zjištění Rogoffa (1996) vyplývá, že lze zkoumat i vliv zahraničního obchodu na konvergenci cenových hladin, zejm. v kontextu s pokročilým stadiem integrace do vnitřního trhu a velice otevřené ekonomiky ČR. Navíc vzhledem k faktu, že při zkoumání cenové konvergence je možno rozdělit zkoumané ekonomiky na skupinu méně vyspělých a vyspělejších ekonomik, lze v návaznosti na Čiháka a Holuba (2003, 2005) očekávat nemonotónní vztah mezi exportem výše uvedených exportních skupin statků a cenovou hladinou. Od vstupu ČR do EU se mohly zásadně změnit faktory ovlivňující konvergenci české cenové hladiny k EU i kvůli již zmíněným strukturálním faktorům. Zejména v raných

fázích integrace do vnitřního trhu bylo možné očekávat vliv strukturálních faktorů na cenové hladiny u tranzitivních ekonomik v kontextu procesu dohánění ekonomik EU15. V zájmu ověření tohoto předpokladu s časovým odstupem (a taktéž ověření dopadů vývozu sofistikovaných produktů) jsme stanovili třetí hypotézu (H_3): **Strukturální faktory ekonomik evropských států (konkrétně růst cen potravin a konečná spotřeba domácností) a vývoz sofistikovaných výrobků mají dopady na cenovou konvergenci evropských zemí.**

Metodický postup je odvozen opět zejména (ačkoli ne výlučně) od Čiháka a Holuba (2003). Nutno však upozornit, že postup této dvojice autorů je převážně inspirací, nikoli pouhou mechanickou aplikací, zejména pokud jde o zohledňování proměnných mimo B-S model, jak je uvedeno v popisu jednotlivých kapitol. V první kapitole je aplikována prostá regresní analýza na dvou proměnných: na komparativní cenové hladině (závisle proměnná) a HDP na hlavu dle parity kupní síly (vysvětlující proměnná). Jejím účelem je zjistit, zda méně rozvinuté ekonomiky dosahují nižších cenových hladin než ekonomiky vyspělejší. Následně je tatáž regresní analýza aplikována na vybraných komoditních skupinách s cílem zjistit, u kterých komoditních skupin lze nalézt největší vzdálenost skutečné komparativní cenové hladiny ČR od té, jež byla odhadnuta za pomoci regrese (jinými slovy bylo zjišťováno, u které komoditní skupiny existuje největší reziduum pro ČR). V tomto kontextu je zároveň ověřeno, zda díky deregulaci cen došlo ke sníženým odchylkám u statků s regulovanými cenami. Ve druhé kapitole jsou v regresi zohledněny další vysvětlující faktory dle B-S modelu, a sice nominální HDP na hlavu, míra zaměstnanosti, produktivita práce v sektoru s neobchodovatelnými statky a podíl neobchodovatelných statků na HDP. Ve třetí kapitole jsou do regrese zahrnuty faktory, s nimiž B-S model nepočítá, a sice vybrané proměnné veřejných financí a zahraničního obchodu, a taktéž vybrané strukturální a cyklické faktory.

1. Regresní analýza vztahu průměrné cenové hladiny a HDP na hlavu a interpretace jejích výsledků

Níže je uveden regresní model, s jehož pomocí byl zkoumán vztah mezi komparativní cenovou hladinou (CPL) a HDP na hlavu dle parity kupní síly (GDP_{ppp}). Byla použita data z Eurostatu na vzorku 34 zemí z roku 2018¹. Byly zahrnuty země EU28², dvě evropské země

1 Pro účely celé analytické části příspěvku je použit rok 2018. Umožňuje práci s relativně novými daty ve smyslu časového odstupu od východního rozšíření EU z roku 2004. Od té doby musely nově přistupující členské státy akceptovat rozsáhlé množství požadavků dle práva EU v zájmu prohlubování vnitřního trhu a pokračujícího procesu evropské integrace.

2 Ze vzorku dat bylo vyjmuto Lucembursko dosahující HDP na hlavu s odlehlou hodnotou (outlier) a Irsko s výrazným reziduem u komparativní cenové hladiny.

OECD (Norsko a Švýcarsko) a šest kandidátských zemí EU³. Za referenční ekonomiku je považováno Německo (DE = 100). V závorkách jsou uvedeny směrodatné odchylky.

$$CPL = 8,47 + 1,00 GDP_{ppp} \\ (4,65) \quad (0,06) \quad (2)$$

$$R^2 = 0,89; N = 34; F = 263,29$$

S pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) bylo zjištěno, že parametr vysvětlující proměnné je statisticky významný na 1% hladině významnosti. Směrnice přímky je 1,00, tudíž nárůst HDP na hlavu vztaženého k Německu o 1 p. b. vyvolá nárůst komparativní cenové hladiny vztažené k Německu taktéž o 1 p. b. Jedná se o podobný odhad jako u Čiháka a Holuba (2003) či Žďárka (2006b), kterým vyšla směrnice přímky 0,9 a 0,85. Koefficient determinace vyšel 0,89. Po provedení Whiteova testu nebyly odhaleny problémy s heteroskedasticitou. Jarqueův-Beryho (J-B) test nepotvrdil problémy s normálním rozložením reziduí⁴.

Odhady regrese (2) naznačují lineární vztah mezi oběma proměnnými. Nicméně pokud je účelem zkoumat vztah mezi reálným růstem HDP a reálnou apreciací u ČR, nelze směrnici přímky regrese (2) považovat za elasticitu české cenové hladiny v závislosti na HDP na hlavu. Důvodem je, že tato směrnice přímky nezohledňuje odchylku skutečné české cenové hladiny od té odhadované. Též lze obecně argumentovat, že pokud dojde během růstu ekonomické úrovně ke zvýšení podílu neobchodovatelných statků ve spotřebním koši, potom lze očekávat vyšší cenovou elasticitu u neobchodovatelných statků a rychlejší růst cenové hladiny (Čihák a Holub, 2003; Žďárek a Šindel, 2007)⁵. Z toho důvodu je zapotřebí u ČR zkoumat „hypotetickou“ elasticitu odhadované cenové hladiny v závislosti na HDP na hlavu a také elasticitu skutečné cenové hladiny (viz tabulka 1). „Hypotetická“ elasticita představuje takovou elasticitu, při které by se hodnoty cenové hladiny i HDP na hlavu za ČR pohybovaly na odhadnuté regresní přímce. Oproti tomu skutečná elasticita zohledňuje záporné reziduum ČR. Na základě vzorku 34 zemí, jenž byl použit v regresi (2), byla pro ČR vypočtena „hypotetická“ elasticita 0,90 a skutečná elasticita 1,13, přičemž ta posledně uvedená je značně větší, což je způsobeno značným záporným reziduem. Na tato rezidua poukazoval např. Čihák a Holub (2003) či Žďárek (2006b).

V tabulce 1 jsou uvedeny výsledky regrese pomocí metody OLS, aplikované na vybrané evropské země a mimoevropské země.

3 Kosovo nebylo zahrnuto z důvodu nedostupnosti dat.

4 Kromě Jarqueova-Beryho testu nebyly potvrzeny problémy s normalitou rozložení reziduí ani po provedení Doornikova-Hansenova testu, Shapirova-Wilkova testu či Lillieforsova testu.

5 Jak je dokázáno níže v textu, v tabulce 1 je v případě ČR patrná vyšší elasticita zohledňující skutečnou cenovou hladinu oproti té zohledňující pouze odhadovanou cenovou hladinu.

Tabulka 1: Vztah HDP na hlavu dle parity kupní síly a průměrné cenové hladiny (2018)

Rok	Počet zemí	Referenční ekonomika	Konstanta	Směrnice přímky	Směrodatná odchylka	R^2	E^1	E^2	Rezidua (ČR) ³
2018	34	Německo	8,47	1,00	0,06	0,89	0,90	1,13	-16,91
2018	100	Německo	22,45	0,83	0,05	0,73	0,73	0,96	-19,88
2018	90	Německo	20,11	0,85	0,04	0,83	0,76	0,99	-19,36

1 Elasticita cenové hladiny vztažené k HDP na základě skutečného HDP na hlavu a odhadované cenové hladiny ČR.

2 Elasticita cenové hladiny vztažené k HDP na základě skutečného HDP na hlavu a skutečné cenové hladiny ČR.

3 Rozdíl mezi skutečnou komparativní cenovou hladinou ČR a odhadovanou cenovou hladinou ČR v p. b., tedy vzdálenost proměnné pro ČR od regresní přímky.

Zdroj: vlastní zpracování a Eurostat (v případě posledních dvou řádků World Bank Data)

Výsledky regrese (2) rozhodně splňují kvalitativní předpoklady B-S modelu a vzhledem k výše zmíněnému zjištění, že se komparativní cenová hladina i HDP na hlavu vyvíjejí v poměru 1:1, lze výsledky regrese rovněž pokládat i za vyhovující z pohledu kvantitativních předpokladů B-S modelu. Robustnost zhruba jednotkové směrnice přímky lze otestovat zvýšením počtu pozorování (na 100 zemí) za pomoci dat z roku 2018 z databáze World Bank Data.

$$CPL = 22,45 + 0,83 GDP_{ppp} \quad (2,76) \quad (0,05) \quad (3)$$

$$R^2 = 0,73; N = 100; F = 261,73$$

Po aplikaci metody OLS se směrnice přímky podstatně snížila z 1,00 na 0,83. Nebyly potvrzeny problémy s heteroskedasticitou či s normálním rozložením reziduí. Budou-li vyjmuty ze vzorku země s absolutní hodnotou rezidua vyšší než 25 p. b., směrnice přímky se zvýší pouze na 0,85, ovšem koeficient determinace se značně zvýší na 0,83. Celková vysvětlující schopnost regrese je menší oproti regresi (2). Tím pádem lze potvrdit relativní robustnost směrnice přímky vůči zvolenému vzorku zemí s nutností připustit určité odchylky. Jak vyplývá z Čiháka a Holuba (2001a) či Žďárka a Šindela (2007), v praxi nelze považovat za platnou zjednodušenou představu o přesně proporcionálním vztahu cenové hladiny a HDP na hlavu dle parity kupní síly ČR, což ve výše uvedených regresích naznačuje i značně záporné reziduum ČR. Směrnice přímky je obecně ovlivněna faktory zahrnutými v rozšířené podobě B-S modelu, jenž je uveden v následující kapitole. Navíc výše záporného rezidua závisí i na konkrétní skupině statků, jak je znázorněno v tabulce 2.

Ani při regresi aplikované na 90 států nebyly odhaleny problémy s heteroskedasticitou či s normálním rozložením reziduí. Po těchto dvou regresích aplikovaných na vybrané státy světa dosahuje „hypotetická“ elasticita pro ČR hodnot 0,73 a 0,76, tedy menší elasticitu než v případě regrese aplikované na evropské země.

Po vzoru Čiháka a Holuba (2001a, 2003, 2005) bude následovat další zkoumání za pomoci výsledků regrese (2), kde byla směrnice přímky odhadnuta na 1,00. Evropský region je totiž homogenní v porovnání s počtem pozorování ze světové úrovně. Navíc je relevantnější pro navazující odhady pro hospodářskou politiku ČR, pokud jde o proces konvergence k hospodářské a měnové unii a apreciaci české koruny vůči euru. Kromě toho je hodnota směrnice přímky (1,00) téměř stejná jako skutečná elasticita ČR, jež byla vypočtena za pomoci vzorku 90 zemí světa (0,99).

Odhad elasticity lze použít k predikci průměrného tempa reálné apreciacie měnového kurzu průměrné dohánějící ekonomiky. Bude-li použita skutečná elasticita ČR vypočtená za pomoci regrese (2), tj. 1,13, a bude-li roční diferenciál růstu HDP na hlavu mezi ČR a Německem dosahovat 2 p. b., potom lze předpokládat reálnou apreciaci měnového kurzu o 2,26. Tento výsledek se příliš neliší od apreciacie dle harmonizovaného indexu spotřebitelských cen za období 2010–2019, avšak v průměru ji převyšuje.

Při regresi prováděné na průřezových datech z roku 2018 se ukázalo, že ČR se nacházela téměř 17 p. b. pod predikovanou regresní přímkou. Vzhledem ke značným reziduím ČR uvedených v tabulce 1 je žádoucí identifikovat i jiné vysvětlující proměnné než HDP na hlavu. Tématu značně záporného rezidua v případě ČR věnovali značnou pozornost např. Čihák a Holub (2001a, 2003, 2005), Žďárek (2006a, 2006b), Žďárek a Šindel (2007) či Vintrová *et al.* (2001). Důvodem byly obavy, že by vstup ČR do hospodářské a měnové unie vedl k razantnímu nárůstu cenové hladiny, nebo že by v české ekonomice existovaly určité strukturální a institucionální nedostatky. Důvodem může být rovněž regulace určitých sociálně citlivých cen (Čihák a Holub, 2005). Podle Žďárka (2006a) a Žďárka a Šindela (2007) existují i jiné příčiny, např. rozdílná kvalitativní úroveň statků srovnávaných mezinárodně (např. oděvy) či vliv nepřímých daní. Jak vyplývá z práce Mandela a Tomšíka (2008), může se jednat i o rozdíl mezi HDP a domácí poptávkou, která se odvíjí od kategorie reálného disponibilního důchodu, a jež má také vliv na výši cenové hladiny. V tabulce 2 jsou tedy uvedeny výsledky dílčích regresí za použití vybraných průměrných cen komoditních skupin jakožto závislých proměnných, a to za účelem snazšího porozumění výše záporného rezidua ČR.

Tabulka 2: Regrese aplikovaná na vybraných komoditních skupinách (rok 2018)

Komoditní skupina	Konstanta	Směrnice přímky	t-statistika	R ²	p-hodnota	Reziduum ČR (2018)
Chleba a obiloviny	34,37	0,89	8,18	0,68	0,00	-21,36
Maso¹⁾	27,51	0,87	10,49	0,78	0,00	-19,36
Ryby	43,31	0,47	7,30	0,63	0,00	-3,87
Mléko, sýr, vejce²⁾	75,38	0,40	5,67	0,53	0,00	-9,78
Oleje a tuky	78,79	0,35	3,81	0,31	0,00	-5,67
Ovoce, zelenina	36,42	0,77	9,23	0,73	0,00	-18,28
Jiné potraviny³⁾	69,26	0,57	3,49	0,36	0,00	-15,95
Nealkoholické nápoje⁴⁾	75,37	0,37	4,06	0,35	0,00	-11,46
Alkoholické nápoje⁵⁾	84,45	0,41	2,95	0,23	0,01	-21,53
Tabák⁶⁾	14,15	0,87	12,54	0,84	0,00	-11,03
Oděvy⁷⁾	79,86	0,33	4,85	0,43	0,00	-1,03
Obuv⁷⁾	88,45	0,29	4,16	0,36	0,00	-10,25
Hrubé nájemné a vodné	-20,81	1,30	11,30	0,80	0,00	-16,10
Palivo a energie	24,34	0,64	7,24	0,62	0,00	2,29
Nábytek, podlahoviny	50,56	0,57	6,62	0,58	0,00	-10,68
Domácí přístroje⁸⁾	87,86	0,14	2,77	0,20	0,01	-3,70
Zdravotní péče	-31,38	1,60	12,32	0,83	0,00	-43,36
Zařízení pro osobní dopravu³⁾	67,50	0,39	4,31	0,49	0,00	-12,06
Dopravní služby	12,16	0,80	9,87	0,75	0,00	-26,60
Spoje⁹⁾	54,26	0,55	4,05	0,35	0,00	7,11
Rekreační a kulturní služby	19,64	0,93	13,10	0,84	0,00	-19,48
Audiovizuální, fotografické a informační zařízení	101,62	0,04	0,90	0,02	0,37	-7,61
Vzdělání	-48,42	1,74	15,61	0,88	0,00	-29,41
Restaurace a hotely	7,40*	1,03	13,61	0,85	0,00	-26,20
Jiné zboží a služby	3,22*	1,16	13,77	0,86	0,00	-24,15

1) Vypuštěno Švýcarsko z důvodu heteroskedasticity a problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

2) Vypuštěno Norsko, Řecko a Kypr z důvodu problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

3) Zohledněny robustní směrodatné chyby kvůli heteroskedasticitě.

4) Vypuštěno Norsko z důvodu heteroskedasticity a problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

5) Vypuštěno Norsko, Finsko a Turecko z důvodu heteroskedasticity a problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

6) Vypuštěno Norsko, Spojené království a Francie z důvodu problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

7) Vypuštěno Turecko z důvodu problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

8) Vypuštěna Malta z důvodu problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

9) Vypuštěno Řecko z důvodu problému s normálním rozložením reziduí dle J-B testu.

* Konstanta statisticky nevýznamná na 10% hladině významnosti.

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z Eurostatu

V tabulce 2 vidíme, že ČR měla výrazně záporná rezidua mj. u nájemného a vodného, zdravotní péče, dopravních služeb a u vzdělání, tedy vesměs u komoditních skupin s výraznou rolí státních zásahů (výjimku zde tvoří zejm. ceny paliv a energií). Zároveň se při aplikovaných regresích ukázalo, že u zde vyjmenovaných položek ČR vykazovala dokonce horší výsledky než jiné vybrané státy EU po jejím rozšíření v letech 2004–2013. Ty rámcově vykazovaly nižší míru záporného rezidua⁶. Negativní reziduum měla ČR i v případě komoditních skupin, jež lze považovat za „obchodovatelné“ statky, zejm. u potravin a nápojů. Zde ČR taktéž vykazovala výraznější odchylky směrem dolů oproti jiným státům střední a východní Evropy, zejm. oproti Slovensku, Polsku či Maďarsku v případě chleba a obilovin, masa, či ovoce a zeleniny.

Égert (2007) uvádí, že vývoj cenových hladin bývá mnohdy ovlivněn státními zásahy v evropských zemích, obzvlášť u tranzitivních ekonomik. Taktéž předpokládá, že cenová konvergence pokročí u států, jež přistoupily do EU v roce 2004 a 2007, a to díky cenové deregulaci v kontextu přijímání legislativy EU. V případě ČR však u výše uvedených regulovaných položek lze s těžší konstatovat, že by díky deregulaci docházelo ke konvergenci cenových hladin těchto položek k harmonizovanému indexu spotřebitelských cen (HICP). Např. u zdravotní péče docházelo od roku 2004 spíše k divergentnímu vývoji od HICP. Kromě toho, že v roce 2008 tato divergence kulminovala, s rozdílem 24,7 p. b., od září roku 2018, ke kterému se vztahují výsledky regresí z tabulky 2, opět docházelo k divergentnímu vývoji. Nutno doplnit, že se v ČR mezi lety 2004 a 2018 podíl statků s regulovanými cenami zahrnutými v HICP změnil jen nepatrně: poklesl pouze o 0,4 p. b.⁷

S ohledem na výsledky regrese z tabulky 2 již nepostačí jednoduchá regrese pro vztah „cenová hladina vs. HDP na hlavu“, ale je třeba zohlednit i dodatečné vysvětlující proměnné dle B-S modelu, jež by měly vliv na změnu komparativní cenové hladiny (Balassa, 1964; Samuelson, 1964, 1994; Čihák a Holub, 2001a, 2003, 2005). To je provedeno v následující kapitole.

2. Dodatečné faktory ovlivňující cenovou hladinu dle Balassova-Samuelsonova modelu

Na základě citované literatury uvedené v úvodu (zejm. Balassa, 1964; Samuelson, 1964, 1994; Čihák a Holub, 2003, 2005; Žďárek, 2006a) lze rozšířit regresní analýzu, jež byla aplikována v předchozí kapitole, následujícími způsoby⁸:

- 6 Konkrétně se jedná o Slovensko, Polsko, Maďarsko, Slovinsko, Estonsko, Lotyšsko, Litvu, Bulharsko, Rumunsko a Chorvatsko. Výjimku tvoří nájemné a vodné, kde ČR vykazovala nižší odchylku oproti Polsku a Litvě.
- 7 Podíl regulovaných cen byl stanoven na základě dat z Eurostatu za pomoci nejširší definice statků s regulovanými cenami dle Égerta (2007).
- 8 Struktura je založena zejm. na Čihákovi a Holubovi (2003).

- **Nominální HDP nebo HDP dle parity kupní síly.** B-S model předpokládá, že komparativní cenová hladina je závislá na nominálním HDP v domácí a zahraniční ekonomice. Tím pádem lze provést regresi (4) na komparativní cenové hladině (*CPL*) a nominálním HDP na osobu v poměru k Německu ($GDP_{nom}\%$):

$$\log(CPL) = 4,64 + 0,46 \log(GDP_{nom}\%) \quad (0,02) \quad (0,02) \quad (4)$$

$$R^2 = 0,95; N = 34; F = 597,01$$

Vzhledem k výskytu heteroskedasticity dle Whiteova testu a problémům s normalitou rozložení reziduí dle Jarqueova-Beryho testu, jež byly způsobeny značným reziduem v případě Turecka, byla doplněna „dummy“ proměnná D_Tur , jež by zohledňovala zvláštní charakter turecké ekonomiky (4).

$$\log(CPL) = 4,64 + 0,45 \log(GDP_{nom}\%) - 0,27 D_Tur \quad (0,02) \quad (0,02) \quad (0,07) \quad (4)$$

$$R^2 = 0,96; N = 34; F = 421,32$$

Jarqueův-Beryho test již nevykazoval problémy s normálním rozložením reziduí, nicméně kvůli heteroskedasticitě byly zohledněny robustní směrodatné chyby. Vypovídací schopnost modelu se zvýšila vzhledem k nepatrnému vzrůstu koeficientu determinace na 0,96. Odhadovaná elasticita v případě HDP na hlavu nepatrně klesla na 0,45. Ta naznačuje, že je zapotřebí brát dolní hranici intervalu zjištěných podílů služeb (jakožto hlavního zástupce sektorů s neobchodovatelnými statky, konkrétně 58 až 82 % za rok 2018) jakožto odhad podílu neobchodovatelných statků na HDP.

- **HDP na hlavu nebo HDP na zaměstnance.** V regresi (2) byla jako vysvětlující proměnná použita HDP na hlavu. Avšak podle B-S modelu je žádoucí posuzovat produktivitu pomocí HDP na zaměstnance vzhledem k výrazným rozdílům v míře ekonomické aktivity mezi zeměmi. HDP na hlavu v tomto ohledu může uvádět zkreslující výsledky. Například u zemí EU28 se v roce 2018 podíl zaměstnaných osob na počtu obyvatel pohyboval v rozmezí zhruba od 39 do 74 %. Proto byla do níže uvedeného regresního modelu doplněna vysvětlující proměnná $GDP_{nom}\%/zam\%$. Zde se jedná o podíl nominálního HDP vztaženého k Německu ($GDP_{nom}\%$) a poměrového ukazatele zaměstnanosti vztaženého rovněž k Německu ($zam\%$). Matematicky lze dělenec vyjádřit

$$\text{následovně: } GDP_{nom}\% = \frac{GDP_i}{GDP_{DE}}. \text{ Dělitel má následující podobu: } \frac{\frac{zam_i}{pop_i}}{\frac{zam_{DE}}{pop_{DE}}}.^9$$

9 Vysvětlivky: GDP_i = nominální HDP vybraného státu; GDP_{DE} = nominální HDP Německa; zam_i = počet zaměstnaných osob vybraného státu; zam_{DE} = počet zaměstnaných osob Německa; pop_i = počet obyvatel vybraného státu; pop_{DE} = počet obyvatel Německa.

- **Produktivita v sektoru s neobchodovatelnými statky.** Regresní model (2) opomíjí rozdíly mezi zeměmi u produktivity sektoru s neobchodovatelnými komoditami. Na základě vypočtené produktivity práce v sektorech s obchodovatelnými a neobchodovatelnými statky za pomoci dat z Eurostatu a Ilostatu (jakožto podíl výstupu na zaměstnanosti příslušného sektoru) nastávají značné rozdíly v produktivitě práce mezi vybranými zeměmi. Do kategorie sektorů s neobchodovatelnými statky bylo zvoleno stavebnictví, obchod, doprava, ubytovací služby a služby v pohostinství, informační a komunikační služby, finanční a obchodní služby a veřejné služby. V rozšířené regresi je použita po vzoru Čiháka a Holuba (2003) produktivita sektorů s neobchodovatelnými statky (*prodNT*) jakožto vážený průměr produktivit práce za zde vyjmenované sektory s neobchodovatelnými statky. Váhy odpovídají podílu těchto sektorů na hrubé přidané hodnotě všech ekonomických aktivit dané země. Obrázek 1 uvádí zjištěné hodnoty. Dle B-S modelu je u proměnné *prodNT* očekáván koeficient se záporným znaménkem.

Obrázek 1: Produktivita práce v sektorech s neobchodovatelnými statky (DE = 100), 2018¹⁰

Zdroj: vlastní výpočty na základě dat z Eurostatu a Ilostatu

10 BE – Belgie, BG – Bulharsko, CZ – Česká republika, DK – Dánsko, DE – Německo, EE – Estonsko, EL – Řecko, ES – Španělsko, FR – Francie, HR – Chorvatsko, IT – Itálie, CY – Kypr, LV – Lotyšsko, LT – Litva, HU – Maďarsko, MT – Malta, NL – Nizozemsko, AT – Rakousko, PL – Polsko, PT – Portugalsko, RO – Rumunsko, SI – Slovinsko, SK – Slovensko, FI – Finsko, SE – Švédsko, UK – Spojené království, NOR – Norsko, CH – Švýcarsko, MNE – Černá hora, MKD – Makedonie, RS – Srbsko, TUR – Turecko, BiH – Bosna a Hercegovina, AL – Albánie

- **Podíl neobchodovatelných komodit na HDP.** Jak vyplývá z B-S modelu, cenová hladina je závislá i na podílu neobchodovatelných a obchodovatelných statků na HDP, tj. $(1-\gamma)$. Ekonomika s nízkou produktivitou práce v sektoru s obchodovatelnými statky a vysokou produktivitou v sektoru s neobchodovatelnými statky má tendenci snižovat komparativní cenovou hladinu. Pokud budou výše uvedené sektory (stavebnictví; obchod, doprava a komunikace; finanční a obchodní služby; veřejné služby) považovány za sektory s neobchodovatelnými statky, lze konstatovat, že jejich podíl na HDP se pohyboval v širším rozpětí, zhruba od 58 do 84 %.

Po zohlednění výše uvedených tří faktorů, jež jsou uvažovány v B-S modelu, byla aplikována regrese (5):

$$\log(CPL) = 4,62 + 1,10 (1-\gamma) \log(GDP_{nom}\% / empl\%) - 0,60 (1-\gamma) \log(prodNT) \\ (0,02) \quad (0,06) \quad (0,14) \quad (5)$$

$$R^2 = 0,97; N = 34; F = 487,62$$

Whiteův test potvrdil výskyt heteroskedasticity a podle Jarqueova-Beryho testu byl potvrzen problém s normálním rozložením reziduí způsobený Tureckem. V zájmu zachování počtu zemí byla opět zahrnuta proměnná D_Tur do regrese (5). Tím byl vyřešen problém s heteroskedasticitou i s normalitou rozložení reziduí.

$$\log(CPL) = 4,61 + 0,99 (1-\gamma) \log(GDP_{nom}\% / empl\%) - 0,34 (1-\gamma) \log(prodNT) - 0,27 D_Tur \\ (0,01) \quad (0,05) \quad (0,13) \quad (0,06) \quad (5)$$

$$R^2 = 0,98; N = 34; F = 518,72$$

Vypovídací schopnost modelu se nepatrně zvýšila na 98 %. Koeficienty obou regresorů obsahují očekávaná znaménka. První regresor obsahuje koeficient, jenž je velice blízko očekávané hodnotě dle B-S modelu (1,00). Naproti tomu absolutní hodnota koeficientu druhého regresoru je značně vzdálená od hodnoty 1,00. Zde se nabízí diskuse, zda je v současné době namístě zahrnovat do sektoru s neobchodovatelnými statky zejm. dopravu, informační a komunikační technologie či ubytovací služby. Od přistoupení ČR do EU došlo k postupné liberalizaci těchto sektorů v rámci EU (zejm. dopravy), což by mohlo vysvětlovat značnou vzdálenost výše uvedené absolutní hodnoty od 1,00. Jednoznačnost kategorizace mezi „obchodovatelné“ a „neobchodovatelné“ sektory je rovněž pochybná i s ohledem na výsledky regrese z tabulky 2: za obchodovatelné komodity by bylo možné považovat ty se směrnici přímkou blízko 0 (vzhledem k předpokladu, že v sektoru s obchodovatelnými statky nedojde ke změně ceny), a naopak za neobchodovatelné ty blízko 1. Rozdělení podle kritéria směrnice přímkou však není dostačující.

Zároveň je dle výsledku regrese (5) zjevné, že cenová konvergence nemůže být vysvětlena pouze faktory zahrnutými v B-S modelu, tudíž je třeba zohlednit i faktory mimo tento model, mj. vliv nepřímých daní. To je provedeno v následující kapitole.

3. Faktory mimo Balassův-Samuelsonův model determinující změnu komparativní cenové hladiny

V regresích aplikovaných v této kapitole byly zohledněny výdaje (a saldo) sektoru vládních institucí, běžný účet platební bilance a podíl importu na HDP, jež použil Rogoff (1996) a Égert (2007). Parametry těchto proměnných se však prokázaly jako statisticky nevýznamné. Égert (2007) zkoumá zejména vliv cyklických a strukturálních faktorů na cenovou hladinu, což posloužilo jako inspirace pro zařazení několika z nich do regresní analýzy v této kapitole. Za cyklické faktory byly zvoleny produkční mezera, tempo růstu nákladů na jednotku práce a již zmíněné saldo sektoru vládních institucí, nicméně ani jeden z nich nenabýval statisticky významného parametru. U strukturálních faktorů se prokázal jako statisticky významný parametr meziročního růstu cenové hladiny vztažené pouze k potravinám, jak je dokumentováno dále v této kapitole. Při růstu cen potravin je očekáván pokles spotřeby jiných statků a menší orientace na služby, kvůli čemuž je předpokládáno záporné znaménko. Druhou strukturální proměnnou se statisticky významným parametrem byla konečná spotřeba domácností v porovnání s Německem ($DE = 100$).

Čihák a Holub (2001a, 2003, 2005) používají kromě B-S modelu i jiné vysvětlující proměnné, jež by mohly ovlivnit cenovou hladinu:

- **Vládní zásahy.** Mohou vést k pokřivení cenových hladin (např. prostřednictvím cenové regulace, daní či dotací). Z toho důvodu byl jako dodatečná vysvětlující proměnná použit poměr příjmů sektoru vládních institucí na HDP (*gov_rev*). Tato proměnná nebyla použita kvůli statistické nevýznamnosti, stejně jako jiné proměnné přibližující vládní zásahy (např. růst DPH či daně na produkci a import). Égert (2007) rovněž nedokázal statistickou významnost u DPH.
- **Zahraniční směnné relace.** Navzdory předpokladům B-S modelu lze očekávat selhání zákona jedné ceny u obchodovatelných statků, zejm. v krátkém a středním období (Mark, 1990; Engel, 1993; Čihák a Holub, 2003 a 2005). To může být zapříčiněno částečně zahraničními směnnými relacemi u obchodovatelných statků. Čihák a Holub (2001a, b, 2003, 2005) předpokládali u méně rozvinutých zemí nutnost smířit se s méně příznivými cenami, aby mohly vyvážet statky s vyšší přidanou hodnotou. Proto přidali do regresního modelu podíl exportu statků skupiny 6, 7 a 8 (dle klasifikace SITC¹¹) na celkovém vývozu dané země (*exp6_8*). Předpokládali, že vztah mezi touto proměnnou

11 Standard International Trade Classification představuje klasifikaci statků dle OSN, jež umožňuje mezinárodní srovnání vyvážených a dovážených komodit a vyrobených statků.

a cenovou hladinou nemůže být monotónní vzhledem k faktu, že méně vyspělé ekonomiky musejí vyvážet své statky za nižší ceny, zatímco „luxusnější“ statky z vyspělých ekonomik mohou být vyváženy s monopolistickou premií. Z tohoto důvodu zahrnují do svého modelu ještě podíl exportu a logaritmický počet HDP na zaměstnanou osobu dané ekonomiky, tedy $exp6_8 \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$.

Výsledky regrese jsou uvedeny v tabulce 3.

Tabulka 3: Regrese aplikovaná s vysvětlujícími proměnnými mimo Balassův-Samuelsonův model (rok 2018)

Závislá proměnná: $\log(CPL)$			
Počet zemí: 28			
Proměnná:	Koeficient:	Směrodatná odchylka:	p-hodnota
Konstanta	4,690	0,031	0,000
$(1-\gamma) \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$	0,872	0,094	0,000
$(1-\gamma) \times \log(prodNT)$	-0,488	0,136	0,002
<i>exp 6_8</i>	-0,124	0,053	0,030
$exp 6_8 \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$	0,137	0,079	0,096
R^2	0,981		
Upravené R^2	0,978		
F-statistika	294,85		0,000

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z Eurostatu, Ilostatu a WTO Data

Vypovídací schopnost tohoto modelu je asi 98 %, tedy stejně jako u regrese s prvními dvěma vysvětlujícími proměnnými (5). Parametry dodatečných regresorů týkajících se zahraničních směnných relací byly statisticky významné na 10% hladině významnosti. U všech koeficientů vyšla předem očekávaná znaménka. U exportních ukazatelů se však nepodařilo potvrdit nemonotónní vztah: u obou skupin zemí (tj. země s nominálním HDP pod 75 % nominálního HDP Německa i země s nominálním HDP nad 75 % nominálního HDP Německa) totiž růst exportu vede k poklesu cenové hladiny. Ostatně parametry obou exportních proměnných nebyly příliš statisticky významné, zejm. pokud jde o proměnnou $exp6_8 \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$, jejíž parametr jen těsně zapadal do 90% intervalu spolehlivosti.

Z důvodu neprokázání nemonotónnosti vztahu mezi exportem vybraných skupin statků a cenovou hladinou byla vyjmuta proměnná $\exp6_8 \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$, jež byla nahrazena proměnnou spotřeba domácností. Parametr posledně zmíněné proměnné vyšel jako statisticky významný na 5% hladině významnosti (přesná p -hodnota byla 0,0498). Vysvětlující hodnota modelu se téměř nezměnila (viz tabulka 4).

Tabulka 4: Regrese aplikovaná s vysvětlujícími proměnnými mimo Balassův-Samuelsonův model (rok 2018): vložení proměnné „spotřeba domácností“

Závislá proměnná: $\log(CPL)$			
Počet zemí: 28			
Proměnná:	Koeficient:	Směrodatná odchylka:	p -hodnota
Konstanta	4,496	0,099	0,000
$(1-\gamma) \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$	0,946	0,058	0,000
$(1-\gamma) \times \log(prodNT)$	-0,634	0,140	0,000
$\exp6_8$	-0,116	0,053	0,037
Spotřeba domácností	0,002	0,001	0,050
R^2	0,982		
Upravené R^2	0,979		
F-statistika	309,64		0,000

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z Eurostatu, Ilostatu a WTO Data

Jak bylo zmíněno na začátku této kapitoly, byl do regrese zahrnut i meziroční růst cenové hladiny vztahující se na potraviny. S ohledem na statistickou nevýznamnost parametru proměnné týkající se exportu byla tato proměnná vyjmuta. Koeficient determinace klesl pouze o tisícinu (viz tabulka 5).

Vypovídací schopnost modelů dle tabulek 4 a 5 je téměř stejná, zhruba 98%. Za povšimnutí zde stojí fakt, že se koeficient navázaný na produktivitu práce v sektoru s neobchodovatelnými statky značně přiblížil k očekávané absolutní hodnotě 1,00. Vzdálenost od této hodnoty lze patrně přičítat liberalizaci v určitých sektorech, jež byly zvoleny jako neobchodovatelné. Pokud jde o reziduum pro ČR za rok 2018, podařilo se jej snížit na velice nízkou hodnotu, a sice -3 p. b. dle regrese z tabulky 4, resp. na -5 p. b. dle tabulky 5. Je tedy namísto zpochybnit předpoklad, že by hlubší integrace v hospodářské a měnové unii (konkrétně vstup ČR do eurozóny) vedla ke skokovému nárůstu cenové hladiny v ČR.

Tabulka 5: Regrese aplikovaná s vysvětlujícími proměnnými mimo Balassův-Samuelsonův model (rok 2018): vložení proměnné „roční růst cen potravin“

Závislá proměnná: $\log(CPL)$			
Počet zemí: 28			
Proměnná:	Koeficient:	Směrodatná odchylka:	p-hodnota
Konstanta	4,462	0,095	0,000
$(1-\gamma) \times \log(GDP_{nom}\%/empl\%)$	0,960	0,059	0,000
$(1-\gamma) \times \log(prodNT)$	-0,636	0,142	0,000
Růst cen potravin	-0,017	0,008	0,053
Spotřeba domácností	0,002	0,001	0,052
R^2	0,981		
Upravené R^2	0,978		
F-statistika	301,33		0,000

Zdroj: vlastní zpracování na základě dat z Eurostatu a Ilostatu

Závěr

Cílem příspěvku bylo zjistit, co způsobuje konvergenci cenových hladin evropských států (včetně ČR), zda zde existuje, příp. jak se vyvíjí, rizikový potenciál pro projevy Baumolovy choroby, a co implikují zkoumané faktory cenové konvergence z hlediska evropské integrace. V kontextu zkoumání jednotlivých faktorů determinujících růst cenové hladiny byla ověřena platnost níže uvedených hypotéz.

Při prosté regresi komparativní cenové hladiny a HDP na hlavu dle parity kupní síly bylo zjištěno, že na evropském kontinentu dosahují méně rozvinuté ekonomiky rámcově nižších cenových hladin, čímž byla ověřena kvalitativní platnost B-S modelu. Pro ověření kvantitativní platnosti byly do regresní analýzy zahrnuty i vybrané ekonomiky světa, čímž byla potvrzena relativní robustnost modelu za použití 90 zemí světa. V praxi nelze považovat za platnou zjednodušenou představu o přesně proporcionálním vztahu cenové hladiny a HDP na hlavu dle parity kupní síly, což bylo naznačováno v případě ČR značnou odchylkou v cenové úrovni směrem dolů oproti očekávané hodnotě.

Při regresi aplikované na vybraných komoditních skupinách bylo zjištěno, že ČR měla výrazně záporná rezidua mj. u nájemného a vodného, zdravotní péče, dopravních služeb a u vzdělání, tedy vesměs u komoditních skupin s výraznou rolí státních zásahů.

Zároveň bylo zjištěno, že ČR u zde vyjmenovaných položek někdy vykazovala ještě větší cenové odchýlení než jiné státy, jež přistoupily do EU od roku 2004 včetně (jde např. o státy V4). V případě ČR lze stěží konstatovat, že by díky deregulaci docházelo ke konvergenci cenových hladin těchto položek k HICP, a kromě toho podíl statků s regulovanými cenami na HICP se v ČR snížil jen nepatrně (pouze o 0,4 p. b. mezi lety 2004 a 2018). Je tedy namísto zpochybnit hypotézu ***H₁: Česká republika vykazuje díky cenové deregulaci sníženou cenovou odchylku u statků s regulovanými cenami.*** Ovšem negativní reziduum měla ČR i v případě komoditních skupin, jež lze považovat za „obchodovatelné“ statky, zejm. u potravin a nápojů. Proto byly do regresní analýzy zahrnuty další vysvětlující proměnné dle B-S modelu, jež by měly vliv na změnu komparativní cenové hladiny.

Při zohlednění HDP na hlavu dle měnového kurzu, míry zaměstnanosti a produktivity práce v sektoru s neobchodovatelnými statky byla zjištěna zhruba 98% vypovídací schopnost modelu. Při zohlednění HDP na hlavu a míry zaměstnanosti byl potvrzen proporcionální vztah k průměrné cenové hladině v poměru 1:1, jak bylo očekáváno dle B-S modelu. Naproti tomu byla absolutní hodnota směrnice přímky u produktivity práce v sektoru s neobchodovatelnými statky značně vzdálená od očekávané hodnoty 1,00, což bylo možné posléze vysvětlit faktem, že nelze změnu komparativní cenové hladiny vysvětlit pouze za pomoci B-S modelu. Tímto lze rovněž pochybovat o relevantnosti sektorů, jež byly zvoleny jako neobchodovatelné, s ohledem na jejich postupnou liberalizaci od vstupu ČR do EU (jedná se zejm. o dopravní sektor). Pochybnost rovněž nastává i s ohledem na rozmanitost „úrovně neobchodovatelnosti“ napříč různými komoditními skupinami, což neumožňuje jednoznačnou kategorizaci statků na „obchodovatelné“ a „neobchodovatelné“. Lze tedy potvrdit hypotézu ***H₂: V průběhu liberalizace části dříve regulovaných cen po vstupu ČR na vnitřní trh došlo ke snížení relevantnosti vybraných sektorů, jež byly zvoleny jako neobchodovatelné.***

Nakonec byly do regrese zahrnuty i proměnné mimo B-S model, a sice podíl exportu statků skupiny 6, 7 a 8 (dle mezinárodní klasifikace SITC) na celkovém vývozu země, a proměnná zohledňující vztah mezi tímto ukazatelem a HDP na zaměstnance. Statistická významnost parametrů těchto proměnných však byla o poznání menší oproti proměnným dle B-S modelu. Nepodařilo se dokázat nemonotónní vztah mezi exportem vybraných skupin statků a cenovou hladinou. Byla tedy ponechána jen proměnná týkající se exportu a doplněna proměnná konečná spotřeba domácností. Po nahrazení exportního ukazatele meziročním růstem cen potravin byla vypovídací schopnost modelu stále zhruba 98%, přičemž reziduum pro ČR vycházelo na -5 p. b. S ohledem na statistickou významnost koeficientu proměnné růstu cen potravin a konečné spotřeby domácností nelze zcela vyvrátit hypotézu ***H₃: Strukturální faktory ekonomik evropských států (konkrétně růst cen***

potravin, konečná spotřeba domácností) a vývoz sofistikovaných výrobků mají dopady na cenovou konvergenci evropských zemí. Pokud jde totiž o vývoz sofistikovaných produktů dle vybraných tříd SITC, jeho vypovídací schopnost je pochybná, zejména po zahrnutí cen potravin i spotřeby domácností do regrese.

Souhrnně lze naplnění výše uvedeného cíle vysvětlit následovně: Bylo zjištěno, že na konvergenci cenových hladin evropských států se kromě HDP na zaměstnance a produktivity práce v sektoru s neobchodovatelnými statky podílí i faktory mimo B-S model, a sice růst cen potravin a spotřeba domácností. Veškeré regrese prokázaly, že výraznou odchylku cenové úrovně v české ekonomice od odhadované cenové úrovně lze vysvětlit faktory již uvedenými v tomto odstavci (od HDP na zaměstnance po spotřebu domácností). Tímto lze zpochybnit, že hlubší integrace ČR v hospodářské a měnové unii (konkrétně vstup do eurozóny) povede k rapidnímu nárůstu cenové hladiny v ČR. Zároveň lze konstatovat, že v české ekonomice přetrvává nebezpečí typických projevů důsledků Baumolovy choroby, a to především ve státem regulovaných sektorech (v návaznosti na zjištění cenových odchylek v těchto sektorech směrem dolů). V kontextu postupné liberalizace české ekonomiky a její postupné integrace do vnitřního trhu nelze jednoznačně kategorizovat mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými statky, což vyvolává pochybnosti o dnešní relevanci určitých sektorů, jež byly na začátku liberalizace považovány za obchodovatelné. Taktéž lze výsledky prosté regrese v rovině vztahu „HDP na hlavu vs. cenová hladina“ využít k predikci průměrného tempa reálné apreciacie měnového kurzu, bude-li zvažováno budoucí setrvání ve flukтуаčním pásmu $\pm 15\%$ v rámci mechanismu ERM II.

Literatura

- Asea, P. K., Corden, W. M. (1994). The Balassa-Samuelson Model: An Overview. *Review of International Economics*, 2(3), 191–200, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1994.tb00040.x>
- Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596, <https://doi.org/10.1086/258965>
- Baumol, W. (1967). Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, 57(3), 415–426.
- Baumol, W., Bowen, W. G. (1966). *Performing Arts: The Economic Dilemma*. New York: The Twentieth Century Fund. ISBN 978-0262520119.
- Canzoneri, M. B., Diba, B., Eudey, G. (1997). *Trends in European Productivity and Real Exchange Rates: Implications for the Maastricht Convergence Criteria and for Inflation Targets after EMU*. Center for Economic and Policy Research (CEPR). London Discussion Paper No. 1417.
- Čihák, M., Holub, T. (2001a). Cenová konvergence k EU – pár nezodpovězených otázek. *Finance a úvěr*, 51(6), 331–349.

- Čihák, M., Holub, T. (2001b). *Convergence of Relative Prices and Inflation in the CEE Countries*. International Monetary Fund (IMF). Washington, DC Working Paper No. 01/124. Dostupné z: https://www.imf.org/~media/Websites/IMF/imported-full-text-pdf/external/pubs/ft/wp/2001/_wp01124.ashx
- Čihák, M., Holub, T. (2003). *Price Convergence to the EU: What do the 1999 ICP Data Tell Us?* Czech National Bank. Prague Working Paper Series No. 2. Dostupné z: https://www.cnb.cz/export/sites/cnb/en/economic-research/.galleries/research_publications/cnb_wp/wp2-2003.pdf
- Čihák, M., Holub, T. (2005). Price Convergence in EU-Accession Countries: Evidence from the International Comparison. *Économie internationale*, 102(2), 59–82, <https://doi.org/10.3917/ecoi.102.0059>
- Engel, C. (1993). Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32(1), 35–50, [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90034-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90034-D)
- Égert, B. (2007). *Real Convergence, Price Level Convergence and Inflation Differentials in Europe*. CESifo. Working Paper No. 2127. Dostupné z: https://www.ifo.de/DocDL/cesifo1_wp2127.pdf
- Mandel, M., Tomšík, V. (2008). Reálný kurz české koruny a ceny mezinárodně neobchodovatelných statků. *Acta Oeconomica Pragensia*, 16(3), 3–12, <https://doi.org/10.18267/j.aop.89>
- Mark, N. C. (1990). Real Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation. *Journal of International Economics*, 28(1–2), 115–136, [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(90\)90052-N](https://doi.org/10.1016/0022-1996(90)90052-N)
- Obstfeld, M., Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press. ISBN 9780262150477.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647–688.
- Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154, <https://doi.org/10.2307/1928178>
- Samuelson, P. A. (1994). Facets of Balassa–Samuelson Thirty Years Later. *Review of International Economics*, 2(3), 201–226, <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1994.tb00041.x>
- Vintrová, R., et al. (2001). *Sociální a ekonomické dopady integrace České republiky do Evropské unie*. Praha: Vysoká škola ekonomická. ISBN 80-245-0197-X.
- Žďárek, V. (2006a). *Vybrané problémy reálné a nominální konvergence*. Praha: Centrum ekonomických studií VŠEM. Výzkumná zpráva. Dostupné z: https://www.cesvsem.cz/data/data/ces-soubory/konference-seminare/gf_ZdarekBrno.pdf
- Žďárek, V. (2006b). *Konvergence nových členských zemí EU a aktuální problémy*. Praha: Centrum ekonomických studií VŠEM. Výzkumná zpráva. Dostupné z: https://en.vsem.cz/data/data/ces-soubory/konference-seminare/gf_Brno0906_VZ.pdf
- Žďárek, V., Šindel, J. (2007). Real and Nominal Convergence and the New EU Member States – Actual State and Implications. *Prague Economic Papers*, 16(3), 195–219, <https://doi.org/10.18267/j.pep.305>