

Vydává Univerzita Karlova v Praze, Fakulta sociálních věd ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR prostřednictvím A.L.L. production, s.r.o., Praha

© UK Praha, Fakulta sociálních věd

Published by Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences, in cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR, through the A.L.L. production, Ltd., Prague
© Charles University, Prague, Faculty of Social Sciences

Časopis je dokumentován v Social Science Citation Index (<http://www.isinet.com/>) a v elektronické verzi indexu EconLit (<http://www.econlit.org/>).

The journal is monitored by the Social Science Citation Index (<http://www.isinet.com/>) and the electronic EconLit index (<http://www.econlit.org/>).

OBSAH

Zpráva o inflaci – Inflační vývoj ve 4. čtvrtletí 1999 pohledem ČNB 194

Aleš BULÍŘ – Anne-Marie GULDE: Inflace a rozdělení důchodů 207

Kateřina ŠMÍDKOVÁ: Specifikace alternativních měnových pravidel v modelu české ekonomiky 224

Semináře ČSE

Viktor KOTLÁN: Finanční indikátory a česká ekonomika
Makroekonomická stabilizace a monetární politika v tranzitivních ekonomikách 243

Daňové judikáty

Výběr ze soudních rozhodnutí ve věcech daní 6–8/2000 246

CONTENTS

The Czech National Bank's Inflation Report for Q4 1999 194

Aleš BULÍŘ – Anne-Marie GULDE: Inflation and Income Distribution 207

Kateřina ŠMÍDKOVÁ: Alternative Monetary Policy Rules in the Model of the Czech Economy 224

CEA Seminars

Viktor KOTLÁN: Financial Indicators and the Czech Economy
Macroeconomic Stabilization and Monetary Policy in Transition Economies 243

Tax Judicial Decisions

Abstract from Court Decisions Concerning Taxation No. 6–8/2000 246

Toto číslo předáno do sazby: 6. 3. 2000

Souhlas k tisku: 4. 4. 2000

*Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití části nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů –, rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je **zakázáno**.*

Redakce prosí autory, aby při předávání příspěvků uváděli celé své jméno, adresu domů i na pracoviště, telefonní, faxové a e-mailové spojení. K příspěvku je nezbytné přiložit anglické resumé (o rozsahu maximálně 150 slov). Příspěvek by neměl přesáhnout 25 normovaných rukopisných stran, a to včetně grafů a tabulek. Pro elektronickou podobu prosíme požívejte program Word (až do verze 97).

*Redakce předpokládá, že příspěvek nabízený k publikaci v tomto časopise je **originální**, tedy že dosud nebyl nabídnut a bez souhlasu redakce ani nebude nabídnut k publikaci jiné redakci nebo jinému vydavateli. Pokud tomu tak není, prosíme o písemné sdělení této skutečnosti.*

Inflace a rozdělení důchodů

Aleš BULÍŘ – Anne-Marie GULDE*

1. Úvod

Ekonomická teorie tradičně pracuje s předpokladem, že inflační daň je regresivní, tj. že dopadá nepoměrně silněji na důchodově slabší vrstvy obyvatelstva. Ovšem jen velmi málo je známo o kvantitativním významu inflace pro rozdělení důchodů a jednotlivé odhady této závislosti se výrazně odlišují v závislosti na použitém modelu. Je proto možné si položit následující klíčové otázky: Je možné pomocí inflace vysvětlit značné kolísání Giniho koeficientů v průřezových datech, které zůstává nevysvětleno i při použití značného počtu vysvětlujících proměnných? Je inflace příspěvkem k hypotéze o permanentním poklesu důchodového podílu nejchudších vrstev?

V tomto příspěvku je závislost rozdělení důchodů na inflaci zkoumána ve dvou navzájem nezávislých modelech: v modelu využívajícím dynamická panelová data vybraných zemí a v modelu využívajícím časové řady. V našem panelovém modelu inflace a její rozptyl zhoršují rozdělení důchodů a snižují nevysvětlené chyby v predikcích rozdělení důchodů. Podobně zkoumáním rozdělení důchodů v jednotlivých zemích v čase zjišťujeme, že relativní postavení důchodových skupin se mění – více či méně pravidelným způsobem – v závislosti na inflaci. Výsledky jednotlivých zemí jsou ovšem silně ovlivněny institucionálním uspořádáním těchto ekonomik. Naše výsledky tak zároveň zpochybňují často opakovaný názor, že stabilizační (poptávku omezující) ekonomické programy zvyšují důchodovou nerovnost a dopadají negativně na chudé: zhodnocení dopadu stabilizačních programů musí obsahovat jak důsledky fiskální politiky (přísnější rozpočet pravděpodobně zvýší důchodovou nerovnost v důsledku menších transferů), tak dlouhodobé dopady fiskální stability v podobě poklesu míry inflace, větší stability nominálního měnového kurzu, vyššího ekonomického růstu a vyšší zaměstnanosti, které by se měly projevit v poklesu důchodové nerovnosti.

Článek je uspořádán následovně: 2. část nabízí přehled literatury věnované rozdělení důchodů a inflaci, 3. část prezentuje naše výsledky pro panelová data a 4. část pro časové řady; 5. část shrnuje výsledky práce.

* Aleš Bulíř – Mezinárodní měnový fond, Washington, D.C., Policy Development and Review Department

Anne-Marie Gulde – Mezinárodní měnový fond, Washington, D.C., Monetary and Exchange Affairs Department

Autoři jsou zavázáni Williamu Alexanderovi a Charlesu Enochovi za cenné diskuze a Carlo Cottarellimu, Johnu Greenovi, Vincentu Koenovi, Branko Milanovicovi, Ceyle Pazarbasiogluové, Holgeru Wolfovi a dvěma anonymním lektorům za připomínky. Kiran Sastry pomáhal se sběrem a zpracováním dat. Názory obsažené v tomto článku jsou názory autorů a nejsou nezbytně totožné s oficiálními stanovisky Mezinárodního měnového fondu.

2. Inlace a rozdělení důchodů

Rozdělení důchodů odráží na jedné straně rozdělení výnosů z jednotlivých typů aktiv, tj. finančního, reálného a lidského kapitálu, a na druhé straně přerozdělovací aktivity vlády, tj. finanční transfery. Vzhledem k empirické složitosti rozdělení jednotlivých aktiv (majetku) a souvisejících výnosů z jejich držby je většina makroekonomicky orientovaných teorií rozdělení důchodů zobecňujících – tato tradice má své kořeny až u Paretova „železného zákona nerovnosti.“¹ Zatímco Paretova teorie o neměnnosti rozdělení důchodů jak v prostoru, tak ve fázích ekonomického rozvoje byla empiricky odmítnuta už ve třicátých letech 20. století – (Shirras, 1935), (Johnson, 1937), (Staehle, 1937) –, všeobecně uznávaná „následnická“ teorie formulovaná Kuznetsem v roce 1955 připustila v rozdělení důchodů jen marginální kolísání.

Kuznetsova teorie „obráceného U“ předpokládá, že s ekonomickým rozvojem (například v důsledku přesunu pracovní síly ze zemědělství do průmyslu) se původně rovnostářská společnost začne důchodově rozdělovat. Proces narůstání důchodové nerovnosti se ovšem zastaví a zvrátí v okamžiku, kdy se mezni produkty jednotlivých ekonomických aktivit začnou opět sblížovat. Ačkoli značná část průřezových modelů² Kuznetsovu teorii podpořila – např. (Kuznets, 1963), (Paukert, 1973), (Ahluwalia, 1976), (Stewart, 1978), (Campano – Salvatore, 1988) –, nebyla většina modelů schopna přesvědčivým způsobem zmenšit chyby odhadů rozdělení důchodů.³ V našem souboru 18 zemí vysvětlují důchodové veličiny pouhých 10 % rozptylu.⁴ Nízká statistická kvalita odhadů Kuznetsova modelu tak zpochybňuje „předpoklad neutrality hospodářské politiky“ (policy invariance proposition) původního modelu.

Empirické práce se proto zaměřily na proměnné vyjadřující jak výchozí institucionální strukturu zemí, tak jejich hospodářskou politiku. Mezi použité veličiny patřila: regionální struktura sledovaných zemí (Fields, 1980), výdaje na vzdělání, strukturu ekonomiky a otevřenost vůči zahraničnímu obchodu (Bourguignon – Morrisson, 1990), proměnné tzv. „společenské volby“, jakou je například zaměstnanost ve státním sektoru, meziregionální a sociální transfery (Milanovic, 1994). Tyto dodatečně vysvětlující proměnné – především vládní výdaje a politika přerozdělování – jsou statisticky významné a výrazně zlepšují odhad Kuznetsova modelu.

¹ Existuje přirozeně rozsáhlá literatura věnovaná mikroekonomickým faktorům nerovnosti a rozdělení důchodů, která zdůrazňuje význam vzdělání, inteligence, urbanizace a industrializace, populační politiky, politického zřízení (demokracie nebo diktatura) apod. Přehled těchto teorií nabídl například Frank a Webb (1977). Práce věnované simulaci mikroekonomických dat potom zahrnují například (Beach, 1977), (Budd – Seiders, 1977), (Minarik, 1979), (Wolff, 1979).

² Empirická podoba původního Kuznetsova modelu je velmi prostá: vysvětlovanou proměnnou je zpravidla Giniho koeficient a vysvětlující proměnnou je některá z nelineárních transformací veličin ekonomického rozvoje, tj. hrubý domácí produkt na hlavu.

³ Ačkoli Kuznetsova teorie byla původně formulována pro časové řady, nedostatečný počet konzistentních pozorování rozdělení důchodů v podstatě znemožnil studium jednotlivých zemí. Výjimku tvoří kvantitativní testy pro USA a Velkou Británii (Lindert – Williamson (1984) a pro Japonsko a vybrané asijské země (Oshima, 1992), (Oshima, 1994).

⁴ Ale už použití v čase konstantních dummy proměnných pro jednotlivé země okamžitě zvyšovalo podíl vysvětleného rozptylu na 50–80 %.

Tento výčet samozřejmě není úplný, neboť opomíjí celou škálu klíčových institucionálních charakteristik sledovaných ekonomik a jejich společenských struktur. Bez nároku na úplnost patří do této kategorie ukazatele typu věková struktura společnosti, velikost rodiny, rozsah mezigeneračních transferů, relativní velikost peněžní, resp. subsistenční ekonomiky, existence implicitních a explicitních indexačních mechanismů, sociální záchranné sítě, politiky zaměstnanosti apod. Absence těchto veličin ovšem nemusí nezbytně vést ke zkresleným odhadům (omitted variable bias) – většina uvedených institucionálních veličin je relativně stabilní v krátko- a střednědobém časovém horizontu a ovlivňuje tak úroveň, ale nikoli dynamiku rozdělení důchodů.⁵

Inflaci jako proměnné vysvětlující rozdělení důchodů věnovala pozornost jen poměrně malá část autorů. Adelman a Fuwa (1992) ve své studii průřezových dat začlenili inflaci vedle dalších proměnných a našli přímou závislost mezi inflací a nerovností důchodů (vyšší inflace byla korelována s vyššími hodnotami Giniho koeficientu). Podobné výsledky publikovali Schultz (1969) a Haslag a Taylor (1993) pro modely časových řad s agregátními veličinami rozdělení důchodů. Blinder a Esaki (1978) obohatili Schultzův model tím, že zkoumali odděleně dopad inflace na jednotlivé důchodové kvintily v USA a našli obzvláště silný a nerovnost prohlubující dopad na první důchodový kvintil (tj. 20 % souboru s nejnižšími příjmy). Podobné studie byly provedeny pro řadu dalších rozvinutých zemí – (Buse, 1982), (Weil, 1984), (Nolan, 1987), (Björklund, 1991), (van Wijck, 1992), (Livada, 1992), (Yoshino, 1993), (Brandolini – Sestito, 1994) –, ovšem se smíšenými výsledky. Tyto výsledky naznačují, že inflace prohlubuje důchodovou nerovnost v zemích s méně vyvinutým finančním sektorem; tento závěr potvrzují i naše odhady, stejně jako nedávná práce (Buliř, 2000), která rovněž formulovala model všeobecné rovnováhy generující výše diskutovanou závislost mezi inflací, stupněm rozvoje finančního systému a rozdělením důchodů.

Také studie věnované chudobě – byť mají odlišný záběr – vrhly určité světlo na význam inflace pro rozdělení důchodů. Výzkumy, které provedli Fox a Morley (1991), Cardoso (1992) a Morley (1992, 1994) pro země Latinské Ameriky prokázaly, že inflace ovlivňuje příjmy nejchudších vrstev prostřednictvím poklesu reálných mezd, přičemž náklady jsou nejvýraznější při přechodu z nízké do vysoké inflace. Anne-Marie Gulde (1991) ukázala podobný závěr pro Sri Lanku.

Je možné shrnout, že rozdělení důchodů je – alespoň do jisté míry – v rukou tvůrců hospodářské politiky. Zatímco předchozí výzkum se zaměřil převážně na úlohu přerozdělovacích nástrojů, naše výsledky naznačují, že je nutné zkoumat také vedlejší efekty hospodářské politiky: například „sociálně orientovaná“ fiskální expanze může vést k monetární expanzi, inflaci a v konečném důsledku k poklesu reálných příjmů a zhoršení rozdělení důchodů. Tyto vedlejší efekty mohou být velmi významné a – alespoň v případě inflace – podporují obecný požadavek cenově stabilního prostředí.⁶

⁵ Toto tvrzení samozřejmě neplatí ani pro tranzitivní ekonomiky, kde se rozdělení důchodů změnilo dramatickým způsobem, ani pro velmi dlouhé období ve standardních ekonomikách.

⁶ Českým přehledovým článkem nákladů inflace je např. (Buliř – Jonáš, 1991).

3. Výsledky panelových modelů

3.1. Datová základna

Předchozí studie věnované rozdělení důchodů ukázaly, že velikost datového souboru a vzájemná porovnatelnost dat mohou být značným problémem. Z tohoto důvodu jsme se pokusili o vytvoření ucelené a relativně rozsáhlé databáze.⁷ Seznam zdrojů, ze kterých jsme čerpali data, je uveden na konci příspěvku za přehledem literatury.

Panelový soubor, na kterém jsou postaveny odhady této části naší práce, je omezen na ty země, které mají nejméně dvě pozorování Giniho koeficientu (G) z jednoho kvalitního zdroje. Zatímco větší počet pozorování nám dovoluje zachytit časovou dimenzi panelu, omezení počtu zdrojů snižuje riziko chyby pozorování (measurement error). Soubor obsahuje následujících 18 zemí (a příslušný počet pozorování): Rakousko (2), Bangladéš (3), Brazílie (3), Chile (2), Řecko (27), Indonésie (8), Izrael (7), Itálie (12), Malajsie (4), Nizozemí (4), Norsko (2), Pákistán (6), Peru (6), Jižní Korea (4), Švýcarsko (4), Thajsko (4), Velká Británie (19) a Spojené státy americké (9). Pozorování jsou z období 1960 až 1992.

3.2. Metody odhadů

V této části odhadujeme rozšířenou verzi Kuznetsova modelu pro výše uvedený panel. V porovnání s předchozím výzkumem – převážně ve formě průřezových modelů – jsme zavedli tři inovace: (1) databáze má jak prostorovou, tak časovou dimenzi; (2) inflaci a měnový kurz měříme několika způsoby tak, abychom mohli testovat hypotézu, že inflace a měnový kurz jsou onými „chybějícími proměnnými“ zmiňovanými v předchozím výzkumu;⁸ (3) odhadujeme model také v přírůstkovém tvaru, abychom testovali stabilitu odhadů. Protože výchozí situace jednotlivých zemí se od sebe navzájem liší, tento jev zachycujeme prostřednictvím dummy proměnných pro jednotlivé země. Uvedený model je tedy možné definovat jako nevybilancovaný dynamický model s fixními efekty (unbalanced panel with fixed effects).

3.3. Model a hypotézy

Testovaný model je obecně formulován v následující podobě:

$$G_i(t) = f[c, y_i(t), y_i^2(t), \pi_i(t), \sigma(\pi)_i(t), \sigma(e)_i(t), EXP/GDP_i(t), země_i]$$

⁷ Obecně vzato, měli bychom používat nejširší možnou definici příjmů domácností, a to včetně úrokových a kapitálových výnosů a příjmů z pronájmu. Takto široký záběr ovšem zkomplikuje měření dopadu inflace v porovnání s úzce vymezenou definicí mzdového důchodu. Například: inflace by zvýšila příjem z úrokových výnosů, ale nepromítla by se do změny jistiny – viz (Minarik, 1977). Podobně, příjmy z nájemného se přizpůsobují inflaci se zpožděním, které se bude velmi pravděpodobně lišit od zpoždění mzdových – viz (Argawal - Meagher, 1988). V každém případě data v takto široké definici jsou k dispozici pouze pro několik nejvyspělejších zemí. Ideálním – byť podobně nerealistickým požadavkem – by bylo použít rozdělení bohatství domácností jako proměnnou měřící permanentní důchod.

⁸ Vzhledem k vysoké multikolinearitě mezi inflací a rozptylem inflace (měnové kurzu) nebylo možné začlenit všechny veličiny současně.

Jednotlivé proměnné a hypotézy k nim vztažené jsou postulovány takto:

- G je Giniho koeficient vypočtený z čistého (po zdanění) rozdělení disponibilního příjmu domácností, kde i označuje zemi a t čas;
- c je konstanta;
- y a y^2 měří agregátní důchod v zemi i , tj. stupeň ekonomického rozvoje. Použili jsme dvě veličiny: (1) hrubý domácí produkt (HDP) na hlavu vyjádřený v paritě kupní síly⁹ a (2) hrubý domácí produkt na hlavu (měřený paritou kupní síly) vyjádřený jako podíl hrubého domácího produktu na hlavu v USA.¹⁰ Platí-li Kuznetsova hypotéza, tj. má-li rozdělení důchodu tvar obráceného U, potom budeme v obou případech očekávat kladný parametr lineární proměnné y (ekonomický růst zpočátku zvyšuje důchodovou nerovnost a Giniho koeficient roste) a záporný parametr kvadratické proměnné y^2 (v jistém okamžiku se důchodová nerovnost začíná snižovat);
- $\pi_i(t)$ měří inflaci v běžném období. Standardní předpoklad, že náklady inflace jsou nesený především důchodové slabšími vrstvami obyvatelstva, vede k předpokladu kladného znaménka této proměnné;
- $\sigma(\pi)_i(t)$ měří rozptyl inflace, kterým aproximujeme inflační nejistotu. Použití této proměnné je založeno na hypotéze, že inflační nejistota s sebou nese specifické náklady. Variabilita inflace je propočtena pro každý rok jako směrodatná odchylka a variační koeficient měsíčních měr inflace. I v tomto případě očekáváme kladné znaménko parametru proměnné;
- $\sigma(e)_i(t)$ měří rozptyl měnového kurzu. Chceme-li testovat účinek celkové finanční stability na rozdělení důchodů, je nutné začlenit také vliv vnějších fluktuací, které zde aproximujeme směrodatnou odchylkou a variačním koeficientem měsíčních pozorování měnového kurzu v daném roce. Hypotéza, že náklady kolísání měnového kurzu jsou nesený především držiteli nominálních aktiv, vede opět k předpokladu kladného znaménka této proměnné;
- EXP/GDP měří veřejné výdaje státního rozpočtu vyjádřené jako podíl na hrubém domácím produktu. V tomto případě předpokládáme, že vyšší podíl rozpočtových výdajů by měl snížit důchodovou nerovnost, a očekávané znaménko parametru je tak záporné;
- *země* představuje 17 dummy proměnných, které zachycují faktory specifické pro jednotlivé země v našem souboru relativně vyjádřené vůči USA. Jinými slovy: z 18 zemí v tomto panelu jich 17 má své dummy proměnné, pouze USA nikoli.¹¹

3.4. Výsledky pro odhady stavových veličin

Tabulka 1 shrnuje regresní odhady úrovně rozdělení důchodů jako funkce výše uvedených vysvětlujících proměnných. Statisticky se jedná o kvalitní odhad – použité exogenní proměnné vysvětlují okolo 90 % rozptylu závisle

⁹ Metoda parity kupních sil očišťuje důchodovou veličinu o změny vyplývající z kolísání měnového kurzu.

¹⁰ Z čistě ekonometrického pohledu je druhá veličina (HDP na hlavu vyjádřený jako podíl amerického HDP na hlavu) správnější. V prvním případě se totiž snažíme odhadovat závislost ohraničené (bounded) veličiny, tj. Giniho koeficientu, a neohraničené veličiny, tj. HDP na hlavu.

¹¹ Připomínáme, že zvolený typ dummy proměnných nemá vliv na odhady ostatních parametrů. Alternativou našeho postupu by bylo odhadnout model s 18 dummy proměnnými a bez konstanty.

TABULKA 1 Vliv inflace na rozdělení důchodů – stavové proměnné
(Metoda nejmenších čtverců OLS, dynamický panel)
Závisle proměnná = Giniho koeficient

rovnice číslo	konstanta	y (A)	y^2 (A)	y (B)	y^2 (B)
1	0,445** (14,01)	0,0052* (1,70)	-0,0005* (1,72)	–	–
2	0,398** (25,92)	0,0009 (0,50)	-0,00002 (0,18)	–	–
3	0,447** (13,91)	0,0052* (1,74)	-0,00051* (1,78)	–	–
4	0,311** (2,67)	–	–	0,0012 (0,63)	-0,0000 (0,07)
5	0,420** (7,70)	–	–	0,0020* (1,80)	-0,00002 (1,51)
6	0,323** (2,75)	–	–	0,0008 (0,53)	-0,0000 (0,01)

poznámky: Absolutní hodnoty *t*-testů jsou uvedeny v závorkách; směrodatné odchylky jsou heteroscedasticky konzistentní, dummy proměnné pro jednotlivé země pro zjednodušení neuvádíme.

Příklad výkladu výsledků: Odhadnutý koeficient pro rozptyl inflace v rovnici č. 2, 0,0021, naznačuje, že zvýšení rozptylu inflace o jednotku by zvýšil Giniho koeficient o 0,0021, tedy z průměrné hodnoty okolo 0,400 na 0,4021.

Definice proměnných:

$y(A)$ je hrubý domácí produkt na hlavu vyjádřený v paritě kupní síly;

$y(B)$ je hrubý domácí produkt na hlavu v paritě kupní síly vyjádřený relativně k americkému HDP na hlavu;

proměnné. Ovšem vyloučení dummy proměnných (*země*) snižuje vysvětlený rozptyl na pouhých 20–30 %. Tento poznatek jen potvrzuje předchozí výzkum, podle kterého je podstatná část důchodové diferenciaci důsledkem faktorů, jež jsou specifické pro jednotlivé země.

Uvedené odhady jsou rovněž konzistentní s předchozími studiemi vlivu ekonomického rozvoje a fiskálních veličin na rozdělení důchodů. Za prvé, Kuznetsova hypotéza je podpořena předpokládanými znaménky důchodových proměnných, přičemž v pěti případech nelze odhadnuté parametry odmítnout na 10% hladině významnosti. Za druhé, potvrzuje se, že větší veřejné výdaje snižují důchodovou nerovnost: ve všech případech jsme získali předpokládané záporné znaménko parametru a odhad nebylo možné odmítnout na 10% hladině významnosti (2 případy) nebo 5% hladině významnosti (4 případy).

Naše výsledky rovněž prokazují význam finančních veličin v Kuznetsově modelu. Jak vyšší inflace, tak vyšší variabilita inflace a měnového kurzu vedou k větší důchodové nerovnosti. Zatímco nárůst Giniho koeficientu v důsledku inflace ve výši 10 % je malý v krátkém období (Giniho koeficient by se zvýšil ze své střední hodnoty, zhruba 0,4000 v našem souboru, na 0,4001), krátkodobý dopad variability inflace je zhruba 10krát silnější.¹² Rovněž statisticky je model s variabilitou inflace poněkud robustnější než ostatní verze modelu. Rovněž variabilita nominálního měnového kurzu vykazuje měřitelný dopad na rozdělení důchodů, i když numericky méně významný než variabilita inflace.

¹² Relativní dopad inflace a její variability, chceme-li současně kontrolovat úroveň inflace, je možné odhadnout následujícím způsobem. Reprezentativní země měla roční inflaci v roce 1994 ve výši 10 % a její standardní směrodatná odchylka téhož byla 0,55. Podle rovnice 2 tato variabilita inflace zvýší Giniho koeficient z 0,4000 na 0,4012.

EXP/GDP	$\pi_i(t)$	$\sigma(\pi)_i(t)$	$\sigma(e)_i(t)$	R^2	SSE	N
-0,0005* (1,81)	0,00001** (4,71)	–	–	0,88	0,019	121
-0,0009** (3,10)	–	0,0021** (2,43)	–	0,94	0,014	114
-0,0005* (1,65)	–	–	0,0004** (4,91)	0,88	0,019	123
-0,0009** (2,46)	0,00001** (4,58)	–	–	0,88	0,020	118
-0,0008** (3,40)	–	0,0023** (2,55)	–	0,94	0,014	111
-0,0009** (2,12)	–	–	0,0004** (4,75)	0,87	0,020	120

Definice proměnných (pokr.).

EXP/GDP je podíl vládních rozpočtových výdajů v procentech HDP;
 $\pi_i(t)$ je průměrná roční inflace;
 $\sigma(\pi)_i(t)$ je směrodatná odchylka měsíčních měr inflace v průběhu kalendářního roku;
 $\sigma(e)_i(t)$ je směrodatná odchylka měnového kurzu v průběhu kalendářního roku;
 R^2 je koeficient determinace;
 SSE je součet čtvercových chyb odhadu;
 N je počet pozorování;
*, ** označuje statistickou významnost na úrovni 10 a 5 %.

3.5. Výsledky pro odhady veličin v prvních diferencích

Jak jsme poznamenali již dříve, modely s veličinami v prvních diferencích mohou být použity pro vysvětlení změn v rozdělení důchodů. Pro testování tohoto modelu jsme zkonstruovali Giniho koeficienty, důchodové proměnné a proměnné veřejných vládních výdajů v přírůstkové podobě a odhadli spolu s třemi inflačními veličinami v období mezi dvěma pozorováními Giniho koeficientu: s (1) průměrnou mírou inflace ($\bar{\pi}_i$), (2) standardní směrodatnou odchylkou inflace ($\sigma(\pi)_i$) a (3) koeficientem variace inflace ($\nu(\pi)_i$).¹³ Přírůstková varianta modelu přirozeně neobsahuje dummy proměnné jednotlivých zemí.

Použití proměnných v prvních diferencích je obecně náročnějším testem ekonomické závislosti a z tohoto pohledu nejsou statisticky méně významné výsledky shrnuté v *tabulce 2* velkým překvapením.¹⁴ Výsledky přesto potvrzují očekávaná znaménka důchodových i fiskálních proměnných. V případě inflačních proměnných odpovídají znaménka očekáváním ve třech ze

¹³ Země s vysokou (případně zrychlující se) inflací zpravidla mají vysokou směrodatnou odchylkou inflace a obě veličiny jsou korelovány. Míra inflace byla navíc v poválečném období ve většině zemí OECD nestacionární veličinou – viz (Kousta – Sorletis, 1999). Z tohoto pohledu by koeficient variace měl být vhodnější veličinou, neboť rozptyl proměnné je „normalizován“ průměrnou inflací. Platí ovšem, že rozptyl je citlivý na trendovou složku sledované proměnné a i rozptyl tak může být do jisté míry nepřesným ukazatelem variability. Jedná se ovšem o řádově menší zkreslení než v případě směrodatné odchylky.

¹⁴ Náš model ztratil více než polovinu stupňů volnosti a podstatnou část rozptylu vysvětlujících proměnných.

TABULKA 2 Vliv inflace na rozdělení důchodů – přírůstkové proměnné
(Metoda nejmenších čtverců OLS, dynamický panel)
Závisle proměnná = Giniho koeficient

rovnice číslo	konstanta	$Dy(A)$	$Dy(B)$	$D(EXP)/GDP$	$\bar{\pi}_i$	$\sigma(\pi)_i$	$v(\pi)_i$	R^2	SSE	N
7	-0,0021 (0,36)	0,00004 (0,84)	–	-0,0008 (1,30)	–	–	0,0134 (0,96)	0,08	0,024	55
8	-0,0032 (0,54)	–	-0,0014 (1,13)	-0,0006 (1,00)	–	–	0,0235* (1,61)	0,09	0,024	53
9	0,0020 (0,53)	0,00005 (1,18)	–	-0,0007 (1,22)	–	0,00001 (1,08)	–	0,09	0,024	55
10	0,0019 (0,51)	0,00005 (1,18)	–	-0,0008 (1,28)	0,00001 (1,02)	–	–	0,09	0,024	55

poznámky: Absolutní hodnoty t -testů jsou uvedeny v závorkách; směrodatné odchylky jsou heteroscedasticky konzistentní.

Definice proměnných:

$Dy(A)$ je přírůstek hrubého domácího produktu na hlavu vyjádřený v paritě kupní síly;
 $Dy(B)$ je přírůstek hrubého domácího produktu na hlavu vyjádřený v paritě kupní síly vyjádřený relativně k americkému HDP na hlavu;
 $D(EXP)/GDP$ je přírůstek podílu vládních rozpočtových výdajů v procentech HDP;
 $\pi_i(t)$ je průměrná roční inflace v období mezi dvěma pozorováními Giniho koeficientu;
 $\sigma(\pi)_i(t)$ je směrodatná odchylka měsíčních měr inflace mezi dvěma pozorováními Giniho koeficientu;
 $\sigma(e)_i(t)$ je směrodatná odchylka měnového kurzu mezi dvěma pozorováními Giniho koeficientu;
 R^2 je koeficient determinace;
SSE je součet čtvercových chyb odhadu;
N je počet pozorování;
*, ** označuje statistickou významnost na úrovni 10 a 5 %.

čtyř případů a v jednom případě jsou výsledky statisticky významné na úrovni 10 %. Je zajímavé, že touto statisticky významnou veličinou je právě rozptyl inflace; to podporuje naši hypotézu o tom, že právě neočekávaná složka inflace je minimálně stejně důležitá pro vysvětlení změn rozdělení důchodů jako úroveň inflace.

4. Výsledky modelů s časovými řadami

4. 1. Datová základna

Víme-li, že specifické podmínky jednotlivých zemí vysvětlují podstatnou část rozptylu rozdělení důchodů mezi jednotlivými zeměmi, je nutné formulovat řadu doplňujících otázek. Jak se mění rozdělení důchodů v čase v jednotlivých zemích? Má v těchto zemích inflace progresivní, nebo regresivní dopad na rozdělení důchodů? Ovlivnila hospodářská politika rozdělení důchodů, nebo byl konečný výsledek určen faktory mimo dosah tvůrců hospodářské politiky? Pro odpověď na tyto otázky použijeme dnes už standardní modely Schultzův a Blinderův-Esakiho.

Pro tento typ modelu jsou nezbytné nepřerušené časové řady. Takové řady jsou ovšem pro data týkající se rozdělení důchodů poměrně vzácné a omezují naše odhady na tři země, které dosud nebyly publikovány v odborné literatuře: Finsko (roční data, 1977–84), Izrael (roční data, 1982–92) a Rusko (čtvrtletní data, prosinec 1991–září 1994). Pro srovnání jsou naše odhady prezentovány společně s již dříve publikovanými odhady pro ostatní země.

4. 2. Empirické odhady

4. 2. 1. Model a testované hypotézy

Nejprve odhadujeme Schultzovu verzi závislosti mezi souhrnným ukazatelem rozdělení důchodů, nezaměstnaností a inflací:

$$G(t) = \alpha + \beta\pi(t) + \gamma U(t) + \delta T(t) + \varepsilon(t)$$

kde G je Giniho koeficient rozdělení důchodů, π je míra inflace, U je míra nezaměstnanosti, T je lineární časový trend, který separuje dlouhodobé trendy ve vývoji rozdělení důchodů od cyklických výkyvů, a ε je „bílý šum.“

Tento model je v podstatě krátkodobou verzí Kuznetsova modelu ignorující dlouhodobou nelinearitu dynamiky rozdělení důchodů.¹⁵ Vzhledem k výsledkům dosaženým v předchozí části této práce naší nulovou hypotézou bude, že inflace zvyšuje důchodovou nerovnost. To znamená, že parametr inflace (π) by měl mít kladné znaménko.¹⁶ Zvýšení nezaměstnanosti by rovněž mělo vést ke zvýšení důchodové nerovnosti, tj. parametr U by měl mít kladné znaménko.

Souběžně se Schultzovou variantou tohoto modelu odhadujeme i analogický model navržený Blinderem a Esakiem. Jejich model hledá determinanty relativních důchodových podílů:

$$S_i(t) = \alpha_i + \beta_i\pi(t) + \gamma_i U(t) + \delta_i T(t) + \varepsilon_i(t)$$

kde S_i je podíl i -tého kvintilu ($i=1,\dots,5$) v rozdělení důchodů v roce t . Ostatní proměnné jsou totožné se Schultzovým modelem. Zatímco první model je odhadován metodou nejmenších čtverců, Blinderův-Esakiho model je odhadován technikou SURE (seemingly unrelated regression equations).

První testovanou hypotézou je, že inflace ovlivňuje relativní důchodové podíly jednotlivých důchodových skupin společností rozdílným způsobem. Obecně: Blinderův-Esakiho model nepředpovídá specifické rozdělení znamének parametrů pro jednotlivé kvintily. Toto rozdělení bude naopak záviset na institucionálních rysech jednotlivých ekonomik, přičemž „vítězové“ a „poražení“ budou určeni relativním rozdělením neindexovaných finančních aktiv a pasiv v jednotlivých důchodových skupinách, schopností jednotlivých skupin předpovídat cenové šoky a zajišťovat se proti těmto šokům, cyklickým charakterem šoků apod.

Problémem Blinderova-Esakiho modelu je, že makroekonomické veličiny, jež působí na nezaměstnanost, ovlivňují rovněž rozdělení důchodů. Jinými slovy, nezaměstnanost je endogenní veličinou. To například znamená, že v krátkém období může expanzivní měnová politika přes krátkodobou Philipsovu křivku snížit nezaměstnanost a následně i důchodovou nerovnost.

¹⁵ Schultzův model měří pouze dopad změn inflace a nezaměstnanosti na souhrnný ukazatel rozdělení důchodů a může tak pominout případy navzájem se kompenzujících dopadů těchto makroekonomických veličin. Jinými slovy: i když Giniho koeficient zůstane nezměněn, může dojít ke změnám v rozdělení důchodů mezi jednotlivými decily.

¹⁶ Obecně vzato, dopad inflace – přinejmenším v krátkém a středním časovém období – nemusí být jednoznačný. Poválečné Československo, Itálie v 60. a 70. letech nebo Bulharsko a Sovětský svaz před začátkem transformace jsou příkladem explicitní mzdové indexace na spodní části příjmového rozdělení.

TABULKA 3 Dopad inflace na rozdělení důchodů v Schultzově a Blinderově-Esakiho modelu (metoda nejmenších čtverců, SURE)

závisle proměnná	USA ¹	Velká Británie ²	Kanada ³	Japonsko ⁴ očekávaná inflace	Japonsko ⁴ neočekávaná inflace
Giniho koeficient	-0.005 (3,69)	0,000 (0,01)	0,0003 (0,65)	n.a.	n.a.
1. kvintil	0,031 (2,82)	0,02 (1,80)	-0,0111 (0,78)	-0,008 (0,67)	-0,038 (3,05)
2. kvintil	0,010 (0,77)	-0,03 (1,80)	0,0022 (0,08)	-0,035 (2,33)	-0,061 (3,90)
3. kvintil	-0,007 (0,50)	0,01 (0,64)	-0,0176 (1,33)	n.a.	n.a.
4. kvintil	-0,023 (1,64)	-0,01 (1,46)	0,0107 (0,94)	-0,073 (3,75)	0,004 (0,20)
5. kvintil	-0,005 (0,16)	-0,01 (0,34)	0,0158 (0,37)	0,075 (2,36)	0,127 (3,87)
nejvyšších pět procent	-0,008 (0,24)	-0,01 (0,32)	n.a.	0,071 (2,90)	0,081 (3,35)
nejvyšších deset procent	n.a.	n.a.	0,0231 (0,62)	n.a.	n.a.

poznámky: Absolutní hodnota *t*-statistik je uvedena v závorkách.

Interpretace výsledků: Například koeficient v prvním sloupci a druhém řádku, 0,031, naznačuje, že inflace ve výši 10 % by zvýšila podíl důchodu připadajícího prvnímu kvintilu o 0,3 %.

prameny:

¹ Blinder a Esaki (1978), 1947–1974 (roční data), deflátor HDP. Vlastní výpočty pro Giniho koeficient, 1978–1988. Příjem na rodinu před zdaněním.

² Nolan (1987), 1961–1975 (roční data), deflátor HDP. Vlastní výpočty pro Giniho koeficient, 1965–1982. Příjem daňových plátců před zdaněním.

³ Buse (1982), 1947–1978 (roční data), deflátor HDP. Příjmy daňových plátců (včetně nezdanitelných příjmů) před zdaněním.

⁴ Yoshino (1993), 1964–1988 (roční data), deflátor HDP. Neočekávaná inflace je odhadnuta jako $\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + 0,2(\pi_{t-1} + \pi_{t-1}^e)$. Podíly rodinných příjmů jsou zvoleny následovně: prvních 20 %, 21–50 %, 51–80 % a posledních 20 %. Peněžní příjem domácnosti (bez naturálních dávek) před zdaněním.

Tento efekt působí opačným směrem než přímý efekt měnové politiky (expanzivní měnová politika zvýší inflační daň a sníží tak reálné důchody převážně ve spodní části důchodového rozdělení). Celkový vliv těchto a *ex ante* nerozlišitelných efektů a jejich rozdělení bude záviset na relativní důležitosti mezd a ostatních zdrojů důchodu, výši podpory v nezaměstnanosti, flexibilitě trhu práce, hloubce sociální záchrané sítě apod.

4. 2. 2. Výsledky: krátkodobé efekty

Tabulky 3 a 4 shrnují odhadnuté krátkodobé dopady inflace a nezaměstnanosti na rozdělení důchodů. Pro srovnání uvádíme – vedle našich odhadů Schultzova a Blinderova-Esakiho modelů pro Finsko, Izrael a Rusko – také výsledky předchozích studií.¹⁷

Odhady s Giniho koeficientem jako vysvětlující proměnnou (Schultzův model) vykazují smíšené a většinou statisticky nevýznamné výsledky (*tabulka 5*). V případě USA, Finska, a Itálie se zdá, že inflace snižuje nerovnost důchodů, zatímco v případě Kanady, Řecka, Izraele a Ruska získáváme

¹⁷ Metodika některých studií se od původního Blinderova-Esakiho modelu mírně liší. Například rovnice odhadované pro Kanadu obsahují míru zaměstnanosti „aggregate participation rate“ namísto míry nezaměstnanosti, rovnice odhadované pro Japonsko obsahují směnné relace a rozlišují mezi očekávanou a neočekávanou inflací apod. Tyto odlišnosti jsou v tabulkách 3 a 4 uvedeny.

Itálie ⁵	Řecko ⁶	Švédsko ⁷	Finsko ⁸	Izrael ⁹	Rusko ¹⁰
-0,00137 (2,50)	0,023 (4,00)	n.a.	-0,0003 (0,42)	0,00003 (1,57)	0,000007 (0,19)
0,0297 (2,32)	-0,036 (2,40)	0,0005 (1,66)	-0,0200 (0,60)	-0,00079 (1,85)	-0,00049 (0,38)
0,0317 (1,95)	-0,027 (4,10)	0,0007 (3,50)	0,0438 (1,26)	-0,00073 (1,53)	-0,00022 (0,24)
0,0402 (2,25)	-0,009 (3,03)	-0,0003 (1,50)	0,0084 (0,32)	-0,00038 (0,64)	0,00134 (1,88)
0,0135 (1,09)	-0,001 (0,27)	-0,0004 (4,00)	-0,0101 (0,21)	-0,00050 (0,58)	-0,00140 (1,23)
-0,1150 (2,42)	0,013 (3,30)	-0,0011 (2,75)	0,0015 (0,03)	0,00263 (1,46)	0,00077 (0,28)
n.a.	-0,050 (1,00)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
n.a.	n.a.	n.a.	0,0062 (0,18)	0,00213 (1,25)	n.a.

prameny (pokr.):

⁵ Brandolini a Sestito (1994), 1977–1991 (roční data), index spotřebitelských cen. Normalizovaný příjem domácnosti po zdanění, sociální dávky jsou vyřazeny z konečných příjmů.

⁶ Livada (1992), 1963–1986 (roční data), index spotřebitelských cen. Typ ukazatele rozdělení příjmů nebyl uveden.

⁷ Björklund (1991), 1975–1988 (roční data), index spotřebitelských cen, bez trendu. Příjmy před zdaněním, zdanitelné sociální dávky a podpory v nezaměstnanosti.

⁸ Vlastní výpočty, 1977–1984 (roční data), index spotřebitelských cen, bez trendu. Příjmy domácnosti před zdaněním.

⁹ Vlastní výpočty, 1986–1992 (roční data), index spotřebitelských cen, bez trendu. Normalizovaný příjem domácnosti před zdaněním.

¹⁰ Vlastní výpočty, prosinec 1991 – září 1994 (čtvrtletní data), index spotřebitelských cen. Peněžní příjmy jednotlivců před zdaněním.

předpokládaný efekt rostoucí nerovnosti důchodů. Pokud se týče nezaměstnanosti, v USA a Finsku se zdá, že vyšší nezaměstnanost rozdělení důchodů vyrovnává. Odhadnuté koeficienty parametrů inflace jsou ovšem statisticky významné alespoň na 10% hladině významnosti jen pro Itálii, Řecko a Izrael. Podobně, odhadnuté koeficienty parametrů nezaměstnanosti jsou statisticky významné jen pro Itálii, Finsko a Izrael.¹⁸

Dezagregované výsledky (Blinderův-Esakiho model) jsou ještě různorodější. Tak jako v předchozích studiích i zde nacházíme absenci „jednotného řádu“ mezi zeměmi, a to ať už ve vztahu k inflaci, nebo k nezaměstnanosti. Přesto je možné zobecnit, že dopad inflace a nezaměstnanosti na důchodové skupiny na spodním a horním konci důchodového rozdělení je silnější než uprostřed důchodového rozdělení.

Důsledkem inflace pro nejchudší vrstvy obyvatelstva byl v našich odhadech častěji pokles podílu jejich důchodu na celkovém důchodu než jeho nárůst. Ve třech nově odhadnutých zemích spodní tři kvintily snížily svůj podíl na celkovém důchodu a nejvyšší kvintily svoje podíly zvýšily. Ovšem v Izraeli 2., 3. a 4. kvintil v relativním vyjádření ztratily, zatímco ve Fin-

¹⁸ Nízká statistická významnost našich odhadů (t -statistiky a koeficienty determinace) je poměrně překvapivá, neboť kontrastuje s celkovou stabilitou odhadů v čase (testováno například rekurzivní metodou nejmenších čtverců). Platí ovšem triviální pravidlo, že t -statistiky nejsou vhodné pro měření statistické významnosti v souborech, kde závisle proměnné (Giniho koeficienty a důchodové podíly) mají v porovnání s vysvětlujícími proměnnými nízký rozptyl.

TABULKA 4 Dopad nezaměstnanosti na rozdělení důchodů v Schultzově a Blinderově-Esakiho modelu
(metoda nejmenších čtverců, časové řady)

závisle proměnná	USA ¹	Velká Británie ²	Kanada ³	Japonsko ⁴
Giniho koeficient	-0,002 (1,17)	0,006 (3,90)	0,0007 (0,58)	n.a.
1. kvintil	-0,129 (4,78)	-0,21 (2,03)	-0,0156 (0,49)	0,255 (1,15)
2. kvintil	-0,135 (4,50)	0,04 (0,28)	-0,0050 (0,08)	0,787 (3,12)
3. kvintil	-0,031 (0,91)	-0,02 (0,12)	-0,0148 (0,50)	n.a.
4. kvintil	0,042 (1,24)	0,32 (4,58)	-0,0104 (0,41)	0,140 (0,60)
5. kvintil	0,272 (3,68)	-0,13 (0,38)	0,0458 (0,44)	-1,644 (3,11)
nejvyšších pět procent	0,053 (0,65)	-0,41 (1,93)	n.a.	-1,224 (3,31)
nejvyšších deset procent	n.a.	n.a.	0,0306 (0,37)	n.a.

poznámky: Absolutní hodnota *t*-statistik je uvedena v závorkách.

prameny:

¹ Blinder a Esaki (1978), 1947–1974 (roční data), agregátní míra nezaměstnanosti. Vlastní výpočty pro Giniho koeficient, 1978–1988.

² Nolan (1987), 1961–1975 (roční data), agregátní míra nezaměstnanosti. Vlastní výpočty pro Giniho koeficient, 1965–1982.

³ Buse (1982), 1947–1978 (roční data), agregátní míra zaměstnanosti.

⁴ Yoshino (1993), 1964–1988 (roční data), poměr pracovních nabídek a pracovních žádostí. Vzhledem k tomu, že tento poměr roste s růstem poptávky po práci (poklesu nezaměstnanosti), znaménka parametrů by měla být opačná než v případě proměnných nezaměstnanosti.

sku a v Rusku není jednoznačné žádné rozdělení znamének. V některých dřívějších odhadech ovšem byla tato „intuitivní“ závislost „postavena na hlavu“: v USA, Velké Británii, Itálii a Švédsku nejnižší kvintily zvýšily svoje podíly na celkovém důchodu, zatímco nejvyšší kvintily svoje podíly snížily. Pokud bychom z našeho souboru vyloučili země s nejnižším hrubým domácím produktem na hlavu (Řecko, Izrael a Rusko), 1., nejnižší kvintil si polepšil ve čtyřech ze sedmi případů, zatímco 2. kvintil si polepšil dokonce v pěti případech. A opačně, v 5. kvintilu důchod poklesl ve čtyřech případech (ze sedmi), zatímco ve 4. kvintilu poklesl v pěti případech. Pomineme-li Japonsko s odlišně konstruovanou veličinou inflace, Kanadu a skandinávské země, kde odhadnuté parametry nevykazují žádný zjevný řád, jediné země, které jednoznačně ukazují inflaci jako „regresivní daň,“ tedy jako daň dopadající výrazněji na vrstvy obyvatelstva s nízkými příjmy, jsou Řecko, Izrael a Rusko.

Pokud bychom se chtěli pokusit o zobecnění těchto výsledků, inflace se zdá být regresivní daň v zemích s nižším důchodem na hlavu a v zemích s relativně méně rozvinutým finančním systémem. Na druhé straně ve vyspělejších zemích našeho souboru (USA, Velká Británie, Itálie a Švédsko) se inflace jeví jako „progresivní daň,“ tj. dopadá především na vyšší příjmové skupiny. Tento výsledek je spíše důsledkem výše naznačených institucionálních charakteristik jednotlivých zemí (daných především indexačními a přerozdělovacími mechanismy) než obecným pravidlem. Alternativní hypotézou může být procyklický charakter inflace a zisku v rozvinutých zemích: míra inflace může sloužit jako proxy proměnná agregátního zisku, který tvoří relativně větší příjmovou složku horních důchodových kvintilů

Itálie ⁵	Řecko ⁶	Švédsko ⁷	Finsko ⁸	Izrael ⁹	Rusko ¹⁰
0,00442 (3,05)	-0,059 (1,10)	n.a.	-0,0036 (1,77)	0,0050 (5,48)	-0,0006 (1,03)
-0,1457 (4,29)	-0,866 (3,70)	0,0003 (0,15)	0,1296 (1,40)	-0,1000 (4,55)	0,0206 (0,92)
-0,1014 (2,35)	0,155 (3,00)	-0,0007 (0,22)	0,1722 (1,79)	-0,1637 (6,67)	0,0169 (1,09)
-0,0455 (0,96)	-0,247 (2,00)	-0,0005 (0,55)	0,0116 (0,16)	-0,1167 (3,81)	0,0089 (0,74)
-0,0033 (0,10)	0,297 (4,07)	0,0005 (0,71)	-0,1619 (1,19)	0,0629 (1,41)	0,0045 (0,23)
0,2959 (2,35)	-0,144 (2,54)	0,0012 (0,57)	-0,1794 (1,18)	0,4354 (4,67)	-0,0509 (1,07)
n.a.	0,510 (0,23)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
n.a.	n.a.	n.a.	-0,0994 (1,05)	0,3479 (3,94)	n.a.

prameny (pokr.):

⁵ Brandolini a Sestito (1994), 1977–1991 (roční data), tempo růstu HDP.

⁶ Livada (1992), 1963–1986 (roční data), tempo růstu zaměstnanosti v nezemědělském sektoru ekonomiky.

Znaménka parametrů by měla být opačná než v případě proměnných nezaměstnanosti.

⁷ Björklund (1991), 1975–1988 (roční data), míra nezaměstnanosti, bez trendu.

⁸ Vlastní výpočty, 1977–1984 (roční data), míra nezaměstnanosti, bez trendu.

⁹ Vlastní výpočty, 1986–1992 (roční data), míra nezaměstnanosti, bez trendu.

¹⁰ Vlastní výpočty, prosinec 1991–září 1994 (čtvrtletní data), index průmyslové produkce. Znaménka parametrů by měla být opačná než v případě proměnných nezaměstnanosti.

TABULKA 5 Dopad inflace na rozdělení důchodů ve vybraných zemích

země	Giniho koeficient	podíl 1. důchodového kvintilu	podíl 2. důchodového kvintilu	podíl 3. důchodového kvintilu	podíl 4. důchodového kvintilu	podíl 5. důchodového kvintilu
USA	↓	↑	...	...	↓	...
Velká Británie	...	↑	↓	...	↓	...
Kanada	...	...	↓	...	...	...
Japonsko	n.a.	↓	↓	n.a.	...	↑
Itálie	↓	↑	↑	↑	...	↓
Švédsko	n.a.	↑	↑	↓	...	↓
Finsko	...	...	↑	...	...	...
Řecko	↑	↓	↓	↓	...	↑
Izrael	↑	↓	↓	...	...	↑
Rusko	...	...	...	...	↓	...

zdroj: tabulka 3 a 4

poznámka: "↑" znamená, že Giniho koeficient nebo důchodový podíl daného kvintilu se zvýšil v důsledku inflace, "↓" znamená, že poklesl. "..." znamená, že odhadnuté regresní koeficienty jsou statisticky významné na nižší než 20% úrovni.

v porovnání se spodními kvintily.¹⁹ Testování těchto hypotéz je pochopitelné mimo možnosti tohoto příspěvku.

Dopad nezaměstnanosti na rozdělení důchodů je rovněž nejednoznačný a zdá se záviset na dosažené úrovni ekonomického rozvoje. Ačkoli spodní dva kvintily ztrácejí jak v úplném, tak ve zúženém souboru, vyloučení Řecka, Izraele a Ruska poněkud snižuje poměr vítězů a poražených. Jediným jed-

noznačně ztrácejícím segmentem populace byl v obou souborech prostřední kvintil. Nejvyšší kvintil potom zpravidla zvyšoval svůj podíl přímo úměrně míře nezaměstnanosti.

5. Závěr: hraje inflace roli v rozdělení důchodů?

Náš článek poskytuje nové důkazy o tom, že inflace hraje v determinaci rozdělení důchodů důležitou roli. Přesto zůstávají dvě zásadní otázky. Za prvé, proč existují tak významné rozdíly mezi zeměmi? Za druhé, mohou dílčí studie nahradit ucelenou teorii rozdělení důchodů?

Pokud se týče rozdílů v dopadu inflace na rozdělení důchodů mezi jednotlivými zeměmi, domníváme se, že ty jsou důsledkem čtyř faktorů. Za prvé, typ prvotního cenového šoku může hrát důležitější roli než obecné závislosti mezi rozdělením důchodů, stupněm ekonomického rozvoje, úrovní indexace apod. Typ šoku může nejen vysvětlit rozdíly mezi jednotlivými zeměmi, ale také důvody toho, proč v některých zemích či v jistých obdobích má inflace progresivní a v jiných obdobích regresivní důsledky. Za druhé, rozdělení nemzdových příjmů (kapitálové výnosy, renty, sociální dávky atd.) se v jednotlivých zemích výrazně liší a dynamika těchto příjmů je odlišná od dynamiky mzdových příjmů.²⁰ Za třetí, dopady daní, transferů a naturálních sociálních dávek a institucionálního prostředí obecně (tj. vliv indexace, minimální mzdy apod.) je nutné vyjádřit precizněji než dosud. Za čtvrté, další výzkum si žádá vytvoření větší a kvalitnější statistické data-báze.

Vezmeme-li v úvahu, že vlivy specifické pro jednotlivé země vysvětlují až 70 % rozptylu rozdělení důchodů, zdálo by se, že Kuznetsova hypotéza pro modelování těchto procesů příliš vhodná není. Zatímco použití ad hoc proměnných typu inflace může upozornit na nové transmisní procesy ovlivňující rozdělení důchodů, je nutné pokračovat v hledání „nové“ teorie. Naše analýza nicméně vede k jednoznačnému odmítnutí neutrality monetárních veličin pro rozdělení důchodů a naznačuje, že příští modely budou muset zahrnout i vlivy těchto veličin.

¹⁹ Není těžké si představit přehřátou ekonomiku, kde maximální využití kapacit souběžně zvýší cenový růst a sníží míru zisku.

²⁰ Argawal a Meagher (1988) dokumentují tento poznatek na příkladu Austrálie: jednotlivé příjmové decily mají rozdílné zdroje důchodů s odlišným stupněm indexace.

LITERATURA

- ADELMAN, I. – FUWA, N. (1992): Income Inequality and Development During the 1980s. *Indian Economic Review*, Special Number, 1992, pp. 329–345.
- AHLUWALIA, M. S. (1976): Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics*, Vol. 3, 1976, No. 4, pp. 307–342.
- ARGAWAL, N. – MEAGHER, G. A. (1988): Structural Reform, Macro Policies, and Income Distribution. *Australian Economic Review*, 3rd Quarter 1988, pp. 42–53.
- BEACH, CH. M. (1977): Cyclical Sensitivity of Aggregate Income Inequality. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 59, February 1977, pp. 56–66.
- BJÖRKLUND, A. (1991): Unemployment and Income Distribution: Time-Series Evidence from Sweden. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 93, 1991, No. 3, pp. 461–465.
- BLINDER, A. S. – ESAKI, H. Y. (1978): Macroeconomic Activity and Income Distribution in the Postwar United States. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, November 1978, pp. 604–609.
- BOURGUIGNON, F. – MORRISSON, CH. (1990): Income Distribution, Development and Foreign Trade. *European Economic Review*, Vol. 34, September 1990, pp. 1113–1132.
- BRANDOLINI, A. – SESTITO, P. (1994): *Cyclical and Trend Changes in Inequality in Italy, 1977–1991*. Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma, July 1994.
- BUDD, E. C. – SEIDERS, D. F. (1971): The Impact of Inflation on the Distribution of Income and Wealth. *American Economic Review*, Papers and Proceedings, Vol. 61, May 1971, pp. 128–138.
- BULIR, A. (2000): Income Inequality: Does Inflation Matter? *IMF Staff Papers* (v tisku), Washington, D.C., International Monetary Fund, 2000.
- BULÍŘ, A. – JONÁŠ, J. (1991): Inflace a její náklady. *Politická ekonomie*, roč. 39, duben 1991, ss. 305–320.
- BUSE, A. (1982): The Cyclical Behavior of the Size Distribution of Income in Canada: 1947–78. *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 15, May 1982, pp. 189–203.
- CAMPANO, F. – SALVATORE, D. (1988): Economic Development, Income Inequality and Kuznets' U-Shaped Hypothesis. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 10, 1988, No. 2, pp. 265–280.
- CAMPANO, F. (1991): Recent Trends in U.S. Family Income Distribution: A Comparison of All, White, and Black Families. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 13, Spring 1991, pp. 337–350.
- CARDOSO, E. (1992): Inflation and Poverty. *Working Paper Series*, No. 4006, National Bureau of Economic Research, March 1992.
- Central Statistical Office of Israel (1993): *Monthly Bulletin of Statistics*, Vol. 44, September 1993, No. 9.
- FIELDS, G. S. (1980): Assessing Progress Toward Greater Equality of Income Distribution. *Third-World Poverty: New Strategies for Measuring Development Progress*, edited by William P. McGreevey, Lexington, MA, Lexington Books, 1980.
- FIELDS, G. S. (1989): *Poverty, Inequality, and Economic Growth*. Cornell University, 1989 – mimeo.
- FLORA, P. et al. (1985): *State, Economy, and Society in Western Europe 1815–1975*. Campus Verlag, Frankfurt am Main, 1985.
- FOX, M. L. – MORLEY, S. A. (1991): Who Paid the Bill? *Policy, Research, and External Affairs Working Paper*, No. 648, World Bank, Washington D.C., April 1991.
- FRANK, CH. R. – WEBB, R. C. (editors) (1977): *Income Distribution and Growth in the Less Developed Countries*. The Brookings Institution, Washington, D.C., 1977.
- GULDE, A.-M. (1991): Sri Lanka: Price Changes and the Poor. *IMF Working Paper*, No. 91/46, Washington, International Monetary Fund, 1991.
- HASLAG, J. H. – TAYLOR, L. L. (1993): A Look at Long-Term Developments in the Distribution of Income. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, First Quarter 1993, pp.19–30.
- JOHNSON, N. (1937): The Pareto Law. *The Review of Economic Statistics*, Vol. 19, 1937, No. 1, pp. 20–26.
- KOUSTAS, Z. – SERLETIS, A. (1999): On the Fisher Effect. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, August 1999, pp. 105–130.

KUZNETS, S. (1955): Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, Vol. 45, March 1955, pp. 1–28.

KUZNETS, S. (1963): Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations VIII: Distribution of Income by Size. *Economic Development and Cultural Change*, January 1963, pp. 1–80.

LINDERT, P. H. – WILLIAMSON, J. G. (1984): Growth, Equality, and History. *Discussion Paper Series*, No. 1052, *Harvard Institute of Economic Research*, April 1984.

LIVADA, A. (1992): *Macroeconomic Effects on Income Distribution*. Athens University of Economics and Business, 1992 – mimeo.

MILANOVIC, B. (1994): Determinants of Cross-Country Income Inequality: An 'Augmented' Kuznets' Hypothesis. *Policy Research Working Paper*, No. 1246, *World Bank*, Policy Research Department, Transition Economies Division, January 1994.

MINARIK, J. J. (1979): The Size Distribution of Income During Inflation. *Review of Income and Wealth*, Series 25, December 1979, pp. 377–392.

MORLEY, S. A. (1992): Structural Adjustment and the Determinants of Poverty in Latin America. *Vanderbilt University Working Paper* (Department of Economics and Business Administration), No. 92–W03, May 1992.

MORLEY, S. A. (1994): Poverty and Inequality in Latin America: Past Evidence, Future Prospects. *Policy Essay*, No. 13, *Overseas Development Council*, Washington, D.C., 1994.

NOLAN, B. (1987): *Income Distribution and the Macroeconomy*, Cambridge, Cambridge University Press, 1987.

OSHIMA, H. T. (1992): Kuznets' Curve and Asian Income Distribution Trends. *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 33, June 1992, pp. 95–111.

OSHIMA, H. T. (1994): Impact of Technological Transformation on Historical Trends in Income Distribution of Asia and the West. *Developing Economies*, Vol. 32, September 1994, pp. 237–255.

PAUKERT, F. (1973): Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of Evidence. *International Labour Review*, Vol. 108, August–September 1973, pp. 97–126.

Rossija–1994, Ekonomičeskaja konjunktura. Centr dlja ekonomičeskoj konjunktury, Moskva, 1994.

SCHULTZ, T. P. (1969): Secular Trends and Cyclical Behavior of Income Distribution in the United States: 1944–1965. *Studies in Income and Wealth*, Vol. 33 (National Bureau of Economic Research, Columbia University, New York), 1969, pp. 75–106.

SHIRRAS, G. F. (1935): The Pareto Law and the Distribution of Income. *Economic Journal*, Vol. 45, 1935, pp. 663–681.

STAEHLE, H. (1937): Short-period Variations in the Distribution of Incomes. *The Review of Economic Statistics*, Vol. 19, 1937, No. 3, pp. 133–143.

Statistical Yearbook of Finland. Helsinki, various issues.

STEWART, F. (1978): Inequality, Technology and Payment Systems. *World Development*, Vol. 6, March 1978, pp. 275–293.

SUMMERS, R. – HESTON, A. W. (1991): The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950–1988. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, May 1991, pp. 327–68.

van WIJCK, P. (1992): Cyclical and Political Influences on the Size Distribution of Income in the US (1959–1989). *Applied Economics*, Vol. 24, 1992, pp. 169–173.

WEIL, G. (1984): Cyclical and Secular Influences on the Size Distribution of Personal Income in the UK: Some Econometric Tests. *Applied Economics*, Vol. 16, No. 2, 1984, pp. 749–755.

WOLFF, E. N. (1979): The Distributional Effects of the 1969–75 Inflation on Holdings of Household Wealth in the United States. *The Review of Income and Wealth*, Vol. 25, June 1979, pp. 195–207.

YOSHINO, O. (1993): Size Distribution of Workers' Household Income and Macroeconomic Activities in Japan: 1963–88. *Review of Income and Wealth*, Vol. 39, December 1993, pp. 393–400.

DATOVÉ ZDROJE

Panelová data

Giniho koeficienty byly získány z následujících zdrojů:

Rakousko, Švýcarsko, Nizozemí, Norsko:	(Flora et al., 1985)
USA:	(Campano, 1991)
Velká Británie:	(Nolan, 1987)
Itálie:	(Brandolini - Sestito, 1994)
Peru, Chile, Brazílie	(Morley, 1994)
Indonésie, Jižní Korea, Thajsko:	(Fields, 1989)
Malajsie, Bahamy, Pákistán, Izrael:	<i>Statistical Bulletins</i> (různá vydání)
Řecko:	(Livada, 1994)

Makroekonomická data: hrubý domácí produkt na hlavu vyjádřený v paritě kupní síly byl převzat z (Summers – Heston, 1991). Ostatní data jsou převzata z *International Financial Statistics* (International Monetary Fund: Washington, D.C.).

Časové řady

Důchodové podíly:

Finsko:	<i>Statistical Yearbook of Finland</i> (různá vydání)
Izrael:	<i>Monthly Bulletin of Statistics</i> (různá vydání)
Rusko:	<i>Rossija-1994</i> (1994)

Makroekonomická data pro Finsko a Izrael jsou převzata z *International Financial Statistics* (International Monetary Fund: Washington, D.C.) a *World Economic Outlook* (WEO). Data pro Rusko jsou z pracovních dokumentů Mezinárodního měnového fondu.

SUMMARY

JEL Classification: E25, E31, O15

Keywords: inflation – income distribution – Kuznets hypothesis

Inflation and Income Distribution

Aleš BULÍŘ – International Monetary Fund, Policy Development and Review Department

Anne-Marie GULDE – International Monetary Fund, Monetary and Exchange Affairs Department

This paper examines the effects of inflation and associated financial instability on income distribution. Using both panel and single-country time-series models, the level of inflation, inflation variability, and the variability of the nominal exchange rate are shown to increase overall income equality. Looking at disaggregate measures of income distribution, the issue as to whether inflation is a progressive or a regressive tax is found to be negatively correlated with the level of development and the sophistication of the financial structure. The paper argues that these results point toward financial variables as a partial way of rectifying the generally poor explanatory power of both cross-country, panel, and time-series models of income distribution.