

ANALÝZA VZTAHŮ ČASOVÝCH ŘAD PORODNOSTI A SŇATEČNOSTI V ČESKÉ REPUBLICE V LETECH 1960–2007

Markéta Arltová, Jitka Langhamrová, Vysoká škola ekonomická, Praha*

1. Úvod

Složení obyvatelstva podle věku, pohlaví a rodinného stavu se v České republice ve sledovaném období téměř padesáti let měnilo v závislosti na vývoji demografických ukazatelů, především na vývoji porodnosti, úmrtnosti a sňatečnosti. V reálné populaci se vzájemný vztah demografických procesů a struktur vzájemně mísí, jedny působí na druhé. Naše hodnocení vybraných demografických ukazatelů je zaměřeno na ukazatele porodnosti a sňatečnosti. Sledované období jsme rozdělily na období před a po roce 1989, kdy se v České republice výrazněji začaly projevovat v demografickém chování změny, které se nazývají druhý demografický přechod a je pro ně typické snížení plodnosti hluboce pod zachovnou hranici prosté reprodukce, zvýšení věku při uzavírání sňatku a zvýšení věku matek při narození dítěte, růst podílu narozených dětí mimo manželství. Pro hodnocení vývoje časových řad a jejich vzájemných souvislostí jsme použily pro demografii netradiční metodu kointegrace časových řad. Jde o metodu velmi dobře použitelnou pro vyhodnocování vzájemných vztahů a souvislostí v oblasti ekonomických časových řad. Logicky předpokládáme vzájemnou dlouhodobou závislost mezi sňatečností a porodností, daná metoda má za cíl tento vztah potvrdit či vyvrátit a poodhalit doposud skryté vazby v této oblasti populačního chování.

Ve věkovém složení obyvatelstva České republiky se stále více projevuje dlouhodobý pokles úrovně porodnosti. Výsledkem je pak nepravidelná věková struktura. Na deformace ve věkové struktuře České republiky má vliv snížení počtu narozených při obou světových válkách, při hospodářské krizi třicátých let a také poválečné kompenzační vlny porodnosti. Pro Českou republiku je specifický vzestup míry porodnosti od počátku 40. let v době nacistické okupace, dále pak její pokles na počátku 60. let, který je spojován s legalizací umělého přerušování těhotenství, mírné zvýšení v polovině 60. let jako následek přijetí pronatalitních opatření a následující pokles v důsledku společensko-ekonomické krize. Početně nejsilnějšími generacemi v populaci jsou generace 1974 a 1975. Jde o děti narozené v důsledku přijetí řady pronatalitních opatření na začátku 70. let. Od poloviny 90. let je pro Českou republiku charakteristický významný pokles počtu narozených, kdy mladí lidé velmi citlivě a výrazně reagovali na novou změněnou politickou a sociálně ekonomickou situaci. Růst počtu narozených

* Článek vznikl v rámci projektů „*Modelování demografických časových řad v České republice*“, GAČR 402/09/0369 a dlouhodobého výzkumného projektu 2D06026 „*Reprodukce lidského kapitálu*“ MŠMT v rámci Národního programu výzkumu II.

v posledních několika letech je způsoben tím, že se ve věku nejvyšší plodnosti nacházejí ženy ze silných ročníků narozených v sedmdesátých letech.

Ve svém příspěvku se zaměříme na analýzu porodnosti a sňatečnosti v České republice od roku 1960 do současnosti a pokusíme se objasnit vztahy, které lze mezi těmito ukazateli identifikovat.

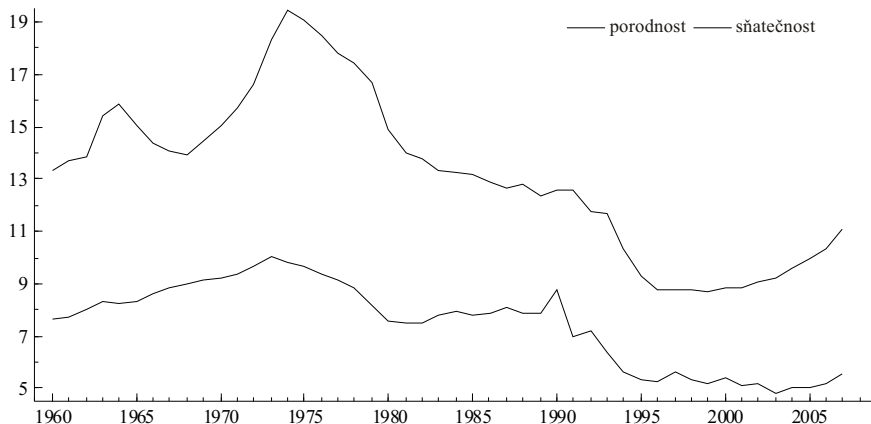
2. Analýza vztahů časových řad porodnosti a sňatečnosti

Při modelování demografických časových řad je možné vycházet z předpokladu, že vývoj některých z nich je spjatý určitým teoretickým vztahem. Časové řady splňující tyto předpoklady se vyvíjejí podobně a jsou provázány tzv. dlouhodobými vztahy. Nejsou-li mezi časovými řadami dlouhodobé vztahy, mohou zde existovat vztahy krátkodobé.

Vhodným metodologickým aparátem pro zkoumání vztahů časových řad porodnosti a sňatečnosti jsou nástroje ekonometrické analýzy časových řad: modely VAR, Grangerova kauzalita a kointegrační analýza.

Obrázek 1

Porodnost a sňatečnost v České republice v letech 1960–2007 (v ‰)



Porodnost a sňatečnost publikuje Český statistický úřad jako časové řady s roční frekvencí. Měsíční údaje za celé sledované období nejsou k dispozici. Pro analýzu jsme vybraly údaje za období let 1960–2007, které podle našeho názoru dobře dokumentují předpokládané změny v demografickém chování obyvatel České republiky před rokem 1989, tj. v období státem řízeného socialistického hospodářství, a po roce 1989, tj. po přechodu na tržní hospodářství.

2.1 Období 1960–1989

Časové řady sňatečnosti a zejména porodnosti mají zpočátku tendenci růst. Je to do značné míry způsobeno pronatalitními ekonomickými opatřeními socialistické vlády. Důvodem výrazného růstu porodnosti na počátku 60. let může být nejprve zvýšení dětských přídavků (1959), významné snížení cen dětského oblečení a obuvi, zdarma učebnice a učební pomůcky pro děti (1960), prodloužení mateřské dovolené (1964), zavedení diferencovaného věku žen při odchodu do důchodu a slevy na nájemném v závislosti na počtu dětí. Tento efekt pronatalitních opatření byl pouze krátkodobý.

Teprve další opatření: zvýhodnění matek samoživitelek, opětovné zvýšení dětských přídavků (1968), mateřský příspěvek (1970), zvýšení přídavků na druhé a další děti (1973) a to vše spolu s příchodem silných poválečných generací žen do věku nejvyšší plodnosti s sebou přináší výrazné zvýšení porodnosti. Vrcholem tohoto období, tzv. baby-boomu, byl rok 1974. Od tohoto roku vykazují obě časové řady dlouhodobý pokles.

V České republice se v poválečném období snížil věk plnoletosti z 21 na 18 roků. Částečně to mělo za následek snížení věku při vstupu do manželství a také do manželství vstupoval vysoký podíl osob. Doba přípravy na zaměstnání byla poměrně krátká, nebyl tlak na získání určitého postavení v zaměstnání před uzavřením sňatku, byla plná zaměstnanost, nebyla tudíž ekonomická nejistota při vstupu do manželství. Sňatky byly také lehkovážněji uzavírané – po krátké známosti, často pod tlakem těhotenství partnerky. Vláda zaváděla různá opatření podporující sňatečnost (např. v roce 1973 zavedla novomanželské půjčky a byla prodloužena mateřská dovolená).

Přistoupíme-li k empirické analýze, je z grafického vyjádření (obr. 1) i z ADF testů jednotkového kořene (tab. 1) zřejmé, že časové řady porodnosti (P_t) i sňatečnosti (S_t) jsou v tomto období nestacionární.

Tabulka 1

Testy jednotkového kořene

1960–1989	<i>t</i> -adf	HI. význ.
P_t	-1,856317	0,3470
S_t	-1,834974	0,3567

Diagnostickými testy (např. Arlt, Arltová, 2007) bylo identifikováno, že vztah těchto časových řad lze zachytit modelem VAR(2) ve tvaru

$$P_t = 1,22134P_{t-1} - 0,37336P_{t-2} + 0,99909S_{t-1} - 0,74382S_{t-2} + 1,23967D_t$$

(0,113) (0,109) (0,3566) (0,431) (0,2442)

$$S_t = -0,11213P_{t-1} + 0,03789P_{t-2} + 1,46038S_{t-1} - 0,33167S_{t-2} + 0,22086D_t,$$

(0,095) (0,062) (0,202) (0,244) (0,160)

kde číslo v závorce vyjadřuje odhad směrodatné chyby parametru.¹ Z toho modelu vyplývá, že porodnost závisí na vývoji porodnosti v předchozích dvou letech a sňatečnosti v předchozím roce. Sňatečnost závisí pouze na vývoji sňatečnosti v předchozím roce.

Tyto výsledky jsou v souladu s výsledky Grangerova testu kauzality, jehož prostřednictvím jsme prokázaly kauzální působení sňatečnosti na porodnost (tab. 2) v Grangerově smyslu (viz např. Arlt, Arltová, 2007).

Tabulka 2

Testy Grangerovy kauzality

1960–1989	²	Hl. význam.
$P_t \rightarrow S_t$	4,111701	0,1280
$S_t \rightarrow P_t$	22,12722	0,0000

Korelační koeficient získaný z korelační matice reziduí (tab. 3) modelu VAR(2) indikuje lineární nezávislost porodnosti a sňatečnosti ve stejném roce ($r = -0,01201$). Z toho můžeme usuzovat, že uzavření sňatku v daném roce není ve stejném roce doprovázeno narozením dítěte.

Tabulka 3

Korelační matice reziduí modelu VAR(2)

1960–1989	P_t	S_t
P_t	1,00000	-0,01201
S_t	-0,01201	1,00000

Z uvedeného je zřejmé, že v tomto období převažoval klasický model chování při zakládání rodiny, kdy páry nejprve uzavřely sňatek a děti se rodily následně v průběhu manželství.

K identifikaci dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami byl použit Johansenův test kointegrace (Johansen, 1991; Arlt, 1997).

Tabulka 4

Johansenův test kointegrace

H_0 : počet koint. vektorů	Trace test	5% kritická hodnota	Hl. význam.
0	16,95228	12,32090	0,0078
1	0,005201	4,129906	0,9532

Z výsledků v tab. 4 vyplývá, že v tomto období systém obsahuje jeden kointegrační vztah (Johansen, 1995), prokazující kointegraci mezi porodností a sňatečností. Tento vztah lze vyjádřit ve formě

$$P_t = 1,7394S_t.$$

¹ Do modelu byla vložena umělá proměnná D , obsahující jedničky v letech 1963 a 1973 pro eliminaci výkyvů v časové řadě sňatečnosti, které vznikly jako reakce na nově zavedená pronatalitní opatření.

Je zřejmé, že dlouhodobý vývoj porodnosti je v tomto období přímo úměrný vývoji sňatečnosti.

2.2 Období 1990–2007

Na počátku tohoto období pokračují obě časové řady v poklesu. Za nejdůležitější příčinu považujeme reakci na novou společensko-ekonomickou situaci, která je doprovázena snížením plodnosti pod hranici prosté reprodukce, odkládáním narození dítěte do vyššího věku a zvýšením pracovního nasazení. Zaváděné ekonomické reformy přináší růst nezaměstnanosti, nájemného, vlastní bydlení se stává pro značnou část mladých párů nedostupné. Vláda také ruší řadu výhod pro rodiny s dětmi. Například zrušení výhodných novomanželských půjček (k 1. 1. 1991) se velmi výrazně projevuje i v časové řadě sňatečnosti, a to výrazným nárůstem hodnoty v roce 1990 na 8,77 ‰, který je naopak v dalším roce kompenzován významným poklesem na 6,98 ‰.

Od roku 2002 vykazuje porodnost stoupající tendenci, která ovšem není doprovázena nárůstem sňatečnosti. Do věku nejvyšší plodnosti přicházejí postupně silné ročníky žen. Začínají se rodit děti matkám, které odkládaly narození prvního dítěte do vyššího věku. Podle opačného vývoje obou časových řad lze usuzovat, že se ve značné míře začíná projevovat fenomén známý z vyspělých západních ekonomik, a to významný nárůst podílu počtu dětí narozených mimo manželství (v roce 1990 byl tento podíl 8,58 %, v roce 2000 21,79 % a v roce 2007 už 34,5 %). Mladí lidé stále častěji žijí ve faktických manželstvích a přibývá osamělých svobodných matek.

Z grafického vyjádření (obr. 1) i z ADF testů jednotkového kořene vyplývá, že obě časové řady jsou i v tomto období nestacionární. Z počátku, zhruba do roku 1996, se obě časové řady vyvíjejí podobně, po roce 1996 nastává obrat, kdy i přes snižující se počet sňatků začíná porodnost stoupat. Mírné zvýšení počtu sňatků lze zaznamenat až od roku 2004.

Tabulka 5

Testy jednotkového kořene

1990–2007	<i>t</i> -adf	Hl. význ.
P_t	-1,768639	0,3827
S_t	-2,004129	0,2825

V tomto období byl vícerozměrnou analýzou časových řad identifikován model VAR(2) ve tvaru

$$P_t = 1,0214 + 1,4574P_{t-1} - 0,3897P_{t-2} + 0,2443S_{t-1} - 0,5325S_{t-2} + 0,7895D_t$$

(0,717) (0,22) (0,197) (0,189) (0,209) (0,424)

$$S_t = 1,9831 + 0,1302P_{t-1} - 0,1074P_{t-2} + 0,2508S_{t-1} - 0,3236S_{t-2} + 2,0446D_t,$$

(0,561) (0,172) (0,154) (0,148) (0,164) (0,332)

z kterého vyplývá, že porodnost závisí na vývoji porodnosti v předchozím roce a sňatečnosti v předloňském roce.² Grangerův test kauzality prokázal kauzální působení sňatečnosti na porodnost.

Tabulka 6

Testy Grangerovy kauzality

1990–2007	²	Hl. význ.
$P_t \quad S_t$	0,625323	0,7315
$S_t \quad P_t$	6,525914	0,0383

Korelační koeficient získaný z korelační matice reziduí modelu VAR(2) indikuje silnou lineární závislost porodnosti a sňatečnosti ve stejném roce ($r = 0,78384$). Z toho můžeme usuzovat, že uzavření sňatku je s velkou pravděpodobností v tomtéž roce doprovázeno i narozením dítěte.

Tabulka 7

Korelační matice reziduí modelu VAR(2)

1990–2007	P_t	S_t
P_t	1,00000	0,78384
S_t	0,78384	1,00000

Johansenův test kointegrace (tab. 8) na 5% hladině významnosti prokázal, že systém obsahuje jeden kointegrační vektor.

Tabulka 8

Johansenův test kointegrace

H_0 : počet koint. vektorů	Trace test	5% kritická hodnota	Hl. význ.
0	51,51893	25,87211	0,0000
1	12,27383	12,51798	0,0549

Kointegrační vztah mezi porodností a sňatečností lze v tomto období vyjádřit ve formě

$$P_t = 3,3064S_t + 0,4215t + 25,4734.$$

Dlouhodobý vývoj porodnosti je tedy v tomto období přímo úměrný vývoji sňatečnosti. Kointegrační vztah v tomto případě díky přítomnosti lineárního trendu představuje tzv. trendově stacionární proces (Johansen, 1995).

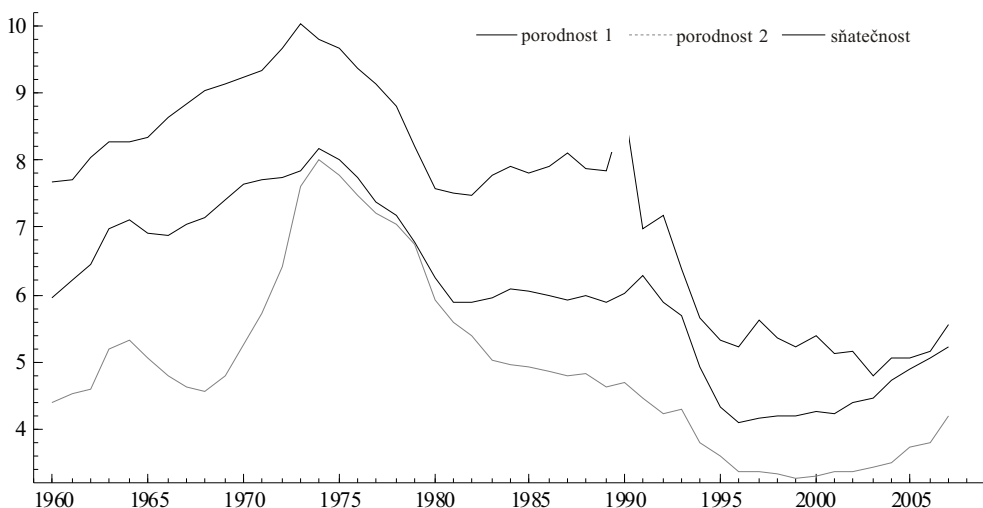
² Do modelu byla vložena umělá proměnná D_t obsahující jedničku v roce 1990 pro eliminaci výkyvu v časové řadě sňatečnosti, který vznikl jako reakce na administrativní zrušení novomanželských půjček v roce 1991.

3. Analýza vztahů časových řad sňatečnosti a porodnosti podle pořadí

Přestože porodnost v České republice v mnoha ohledech zaznamenala velmi výrazné změny, rozložení narozených dětí podle pořadí zůstává v posledních letech poměrně stabilní. V roce 2007 tvořily mezi narozenými dětmi narozené jako prvorozené 47,15 %, druhorozené 37,86 %. Vývoj ročních počtů narozených dětí v 1. a 2. pořadí kopíruje vývoj počtu narozených celkem. Pokles porodnosti v letech 1993 až 1996 se týkal dětí všech pořadí, ve vyšší míře však zasáhl děti narozené jako první v pořadí. Mimo manželství se rodí téměř třetina dětí a u prvorozených to bylo dokonce 41,6 %. Nejvýraznější růst počtu narozených byl v období baby-boomu v první polovině sedmdesátých let, kdy rostl nejen počet prvorozených dětí, ale velmi výrazný nárůst zaznamenal především počet druhorozených dětí (obr. 2).

Obrázek 2

Porodnost a sňatečnost v České republice v letech 1960–2007 (v promile)



Časové řady sňatečnosti a porodnosti v 1. pořadí se zpočátku vyvíjejí podobně, do první poloviny 70. let vykazují tendenci pomalého růstu, na rozdíl od časové řady porodnosti ve 2. pořadí, která nejprve vykazuje podobný vývoj, kolem roku 1965 prudce klesá a kolem roku 1970 začíná prudce růst. V roce 1974 je porodnost ve 2. pořadí téměř na stejné úrovni jako porodnost v 1. pořadí. Z tohoto lze usuzovat, že propopulační opatření neoslovila podle očekávání nejvíce mladé nesezdané páry a nevedla k výraznému zvýšení počtu sňatků a počtu dětí narozených jako první v pořadí, ale výrazně zasáhla rodiny s jedním dítětem, které se v důsledku toho rozhodly pro druhé dítě. Do počátku 80. let časové řady prudce klesají, je tedy zřejmé, že propopulační opatření nevedla k výraznému nárůstu počtu narozených dětí, ale pouze k cílenému přesunu jejich narození na první polovinu 70. let.

Celá 80. léta jsou ve znamení zhruba konstantního vývoje porodnosti v 1. pořadí, pokračováním klesající tendence porodnosti ve 2. pořadí a mírným růstem sňatečnosti. Po roce 1989 sňatečnost i porodnost v 1. a 2. pořadí prudce klesají a od druhé poloviny 90. let se jejich vývoj začíná rozcházet. Sňatečnost vykazuje relativně variabilní, v průměru spíše klesající vývoj, kdy krátká období růstu střídají krátká období poklesu, porodnost v 1. a 2. pořadí začíná stoupat.

3.1 Období 1960–1989

Z obr. 2 i ADF testů jednotkového kořene (tab. 9) je zřejmé, že analyzované časové řady sňatečnosti (S_t), porodnosti v 1. pořadí (PI_t) a porodnosti ve 2. pořadí ($P2_t$) jsou nestacionární.

Tabulka 9

Testy jednotkového kořene

1960–1989	<i>t</i> -adf	Hl. význ.
PI_t	-1,388826	0,5733
$P2_t$	-2,140240	0,2314
S_t	-1,834974	0,3567

Na základě diagnostických testů byl identifikován model VAR(2)

$$PI_t = 1,062PI_{t-1} - 0,1771PI_{t-2} - 0,0377P2_{t-1} - 0,0129P2_{t-2} + 0,5950S_{t-1} - 0,4720S_{t-2} + 0,1532D_t$$

(0,169) (0,165) (0,079) (0,09) (0,134) (0,157) (0,095)

$$P2_t = -0,4351PI_{t-1} + 0,5145PI_{t-2} + 1,4664P2_{t-1} - 0,6492P2_{t-2} + 0,2972S_{t-1} - 0,2452S_{t-2} + 0,6176D_t$$

(0,276) (0,27) (0,13) (0,147) (0,219) (0,257) (0,156)

$$S_t = 0,2028PI_{t-1} - 0,0220PI_{t-2} - 0,2304P2_{t-1} + 0,0740P2_{t-2} + 1,2402S_{t-1} - 0,2832S_{t-2} + 0,2076D_t$$

(0,28) (0,273) (0,131) (0,149) (0,222) (0,260) (0,158)

Z tohoto modelu vyplývá, že porodnost v 1. pořadí závisí na porodnosti v 1. pořadí v předchozím roce a na vývoji sňatečnosti v předchozích dvou letech. Porodnost ve 2. pořadí závisí na vývoji porodnosti ve 2. pořadí v předchozích dvou letech. Sňatečnost závisí pouze na vývoji sňatečnosti v předchozím roce.

Tabulka 10

Testy Grangerovy kauzality

1960–1989	2	Hl. význ.
$PI_t \quad P2_t$	3,654490	0,1609
$PI_t \quad S_t$	1,162132	0,5593
$P2_t \quad PI_t$	1,884057	0,3898
$P2_t \quad S_t$	8,982318	0,0112
$S_t \quad PI_t$	21,20536	0,0000
$S_t \quad P2_t$	1,927387	0,3815

Grangerův test kauzality potvrdil na 5% hladině významnosti kauzální působení (v Grangerově smyslu) sňatečnosti na porodnost v 1. pořadí a porodnosti ve 2. pořadí na sňatečnost. Tento výsledek potvrzuje zjištění získané z analýzy porodnosti bez specifikace pořadí narozených dětí.

Tabulka 11

Korelační matice reziduí modelu VAR(2)

1960–1989	PI_t	$P2_t$	S_t
PI_t	1,00000	0,09794	0,19853
$P2_t$	0,09794	1,00000	0,15625
S_t	0,19853	0,15625	1,00000

Korelační koeficienty z korelační matice reziduí modelu VAR(2) indikují ve všech případech slabou lineární závislost. Což vede k závěru, že je více než roční odstup od uzavření sňatku a narození prvního resp. druhého dítěte.

Tabulka 12

Johansenův test kointegrace

H_0 : počet koint. vektorů	Trace test	5% kritická hodnota	Hl. význ.
0	44,00265	35,19275	0,0044
1	19,22966	20,26184	0,0689
2	1,542704	9,164546	0,8657

Z výsledků Johansenova testu kointegrace je zřejmé, že v systému byl identifikován jeden kointegrační vztah, který má formu

$$PI_t = -0,373402P2_t + 1,59133S_t - 4,71487.$$

Porodnost v 1. pořadí je v přímé závislosti se sňatečností a v nepřímé závislosti s porodností ve 2. pořadí.

3.2 Období 1990–2007

I v tomto období nebylo na základě testů ADF (tab. 13) prokázáno, že zkoumané časové řady jsou stacionární.

Tabulka 13
Testy jednotkového kořene

1990–2007	<i>t-ADF</i>	Hl. význam.
PI_t	-1,741861	0,3950
$P2_t$	-1,938761	0,3086
S_t	-2,004129	0,2825

Diagnostickými testy byl identifikován model VAR(2)

$$PI_t = 1,5092PI_{t-1} - 0,8671PI_{t-2} - 0,0228P2_{t-1} + 0,7479P2_{t-2} + 0,1991S_{t-1} - 0,3642S_{t-2} + 0,1390D_t$$

(0,291) (0,266) (0,498) (0,499) (0,099) (0,112) (0,200)

$$P2_t = 0,7547PI_{t-1} - 0,5422PI_{t-2} + 0,2728P2_{t-1} + 0,9771P2_{t-2} + 0,0408S_{t-1} - 0,3789S_{t-2} + 0,1829D_t$$

(0,179) (0,164) (0,308) (0,308) (0,061) (0,069) (0,124)

$$S_t = 0,6850PI_{t-1} - 1,3912PI_{t-2} - 0,0525P2_{t-1} + 2,2485P2_{t-2} + 0,1319S_{t-1} + 0,0018S_{t-2} + 1,4283D_t$$

(0,439) (0,402) (0,752) (0,754) (0,149) (0,169) (0,302)

Z modelu vyplývá, že porodnost v 1. pořadí závisí na vývoji porodnosti v 1. pořadí v předchozích dvou letech a na vývoji sňatečnosti před dvěma lety. Porodnost ve 2. pořadí závisí na vývoji porodnosti v 1. pořadí v předchozích dvou letech, na vývoji porodnosti ve 2. pořadí a sňatečnosti před dvěma lety. Sňatečnost závisí na vývoji porodnosti v 1. a 2. pořadí před dvěma lety.

Tabulka 14
Testy Grangerovy kauzality

1990–2007	2	Hl. význam.
PI_t $P2_t$	18,46240	0,0001
PI_t S_t	12,53238	0,0019
$P2_t$ PI_t	5,073796	0,0791
$P2_t$ S_t	20,28846	0,0000
S_t PI_t	10,69195	0,0048
S_t $P2_t$	35,42333	0,0000

Tyto výsledky potvrzuje i Grangerův test kauzality, kterým bylo na 5% hladině významnosti identifikováno kauzální působení sňatečnosti na porodnost v 1. i 2. pořadí. Stejně tak se prokázalo kauzální působení porodnosti v 1. pořadí na porodnost ve 2. pořadí a kauzální působení porodnosti v 1. pořadí na sňatečnost.

Porodnost ve 2. pořadí kauzálně působí pouze na sňatečnost. Z těchto výsledků je zřejmý odklon od klasického modelu zakládání rodiny, děti se sice stále ještě rodí sezdáným pářům, ale prokazatelná je i tendence, kdy se páru nejprve narodí dítě a teprve poté uzavře sňatek.

Tabulka 15
Korelační matice reziduí modelu VAR(2)

1990–2007	PI_t	$P2_t$	S_t
PI_t	1,00000	0,62618	0,42316
$P2_t$	0,62618	1,00000	0,79490
S_t	0,42316	0,79490	1,00000

Korelační koeficienty z korelační matice reziduí modelu VAR(2) ve všech případech indikují lineární závislost ve stejném roce. Relativně silnou závislost porodnosti v 1. pořadí a ve 2. pořadí ($r = 0,62618$), porodnosti ve 2. pořadí a sňatečnosti ($r = 0,7949$) a středně silnou závislost porodnosti v 1. pořadí a sňatečnosti ($r = 0,42316$). Z výše uvedených výsledků Grangerova testu kauzality a z korelační matice reziduí není zcela zřejmé, jaký směr vývoje vzájemných vztahů mezi časovými řadami převažuje, jestli spíše směr od sňatečnosti k porodnosti nebo od porodnosti ke sňatečnosti. Prokazatelné je jen to, že uzavření sňatku a narození dítěte (resp. narození dítěte s následným uzavřením sňatku) probíhá v relativně krátkém časovém období.

Tabulka 16
Johansenův test kointegrace

H_0 : počet koint. vektorů	Trace test	5% kritická hodnota	Hl. význam.
0	0,851049	51,31509	35,01090
1	0,553923	17,04063	18,39771
2	0,130153	2,509883	3,841466

Johansenův test kointegrace prokázal na 5% hladině významnosti, že v systému lze identifikovat jeden kointegrační vztah. Tento vztah je ve formě trendově stacionárního procesu (Johansen, 1995)

$$PI_t = 1,1545P2_t + 0,4332S_t + 0,0641t - 4,4645,$$

kde je porodnost v 1. pořadí v přímé závislosti s porodností ve 2. pořadí i se sňatečností.

4. Závěr

Česká republika v posledních desetiletích prochází hlubokou politickou, ekonomickou i sociální transformací. Změny, ke kterým ve společnosti došlo, se výrazně projeví změnou demografického chování populace a změnou celkového populačního klimatu. Dřívější model demografického chování byl podmíněn významnými zásahy státu, značnými sociálními podporami a sociálními jistotami.

Z analýzy časových řad vyplývá, že v letech 1960–1989 byl v České republice dlouhodobý přímo úměrný vztah mezi porodností a sňatečností. Mladí lidé vstupovali do manželství v nízkém věku, preferován byl model dvoudětné rodiny. Převažoval klasický model chování při zakládání rodiny, páry nejprve uzavřely sňatek a děti se rodily v průběhu manželství, a to převážně v několika následujících letech po uzavření sňatku. Ke stejnému závěru vede i analýza porodnosti podle pořadí narozených dětí. Pronatalitní opatření zavedená v tomto období měla spíše krátkodobý účinek, neoslovila nejsilněji mladé nesezdané páry, takže nevedla k výraznému nárůstu počtu sňatků a počtu dětí narozených jako první v pořadí, ale výrazně zasáhla rodiny s jedním dítětem, které se v jejich důsledku rozhodly pro druhé (a v mnoha případech i třetí) dítě. Tím se narušilo časové rozložení narozených dětí v rodině a nakumuloval se velký počet narozených dětí do poměrně krátkého časového období. Důsledkem je vytvoření populační vlny, jejíž negativní působení lze zaznamenat i v současnosti.

Přechod na tržní hospodářství s sebou přinesl nové možnosti seberealizace, mladí lidé začali preferovat jiné hodnoty, než založení rodiny v nízkém věku. Stát postupně omezil podporu rodin s dětmi, snížily se sociální jistoty. To mělo za následek rychlou změnu populačního klimatu. Pravidelně z roku na rok se zvyšuje věk při vstupu do manželství i věk matek při narození prvního dítěte. Přibývá párů žijících trvale ve faktických manželstvích, přibývá dětí narozených mimo manželství.

Z analýzy časových řad vyplývá, že i v letech 1990–2007 byl v České republice vývoj porodnosti přímo úměrný vývoji sňatečnosti. Počet živě narozených dětí se z dlouhodobého pohledu významně snížil. Minimální počet živě narozených byl v roce 1999 a to 89 471 (ve srovnání s maximálním počtem 194 215 dětí v roce 1974). Sňatečnost sice nadále určovala vývoj porodnosti, ale tento vztah se odehrával v kratším časovém horizontu. Specifikujeme-li porodnost podle pořadí narozených dětí, docházíme k velmi zajímavému zjištění, že v tomto období dochází k odklonu od klasického modelu zakládání rodiny. Děti se sice stále ještě rodí sezdaným párům, ale prokazatelná je i tendence, kdy se páru nejprve narodí dítě a teprve poté uzavře sňatek.

Z uvedených výsledků se zdá, že změna v demografickém chování obyvatel České republiky od roku 1990 je dlouhodobá a nevratná. Z údajů za posledních několik let je sice zřejmé, že oba ukazatele začínají stoupat, otázkou však je, zda to není jen v důsledku působení demografického cyklu. V současné době jsou v populaci silně ročníky narozené v populační vlně v polovině 70. let. Tito mladí lidé se nejdříve seberealizovali a nyní, jen opožděně, ve vyšším věku oproti předchozím generacím, realizují svá odložená rozhodnutí ohledně uzavření sňatku a rození dětí. Je proto možné

předpokládat, že růst obou ukazatelů bude pouze krátkodobý a demografické chování obyvatel České republiky bude konvergovat k chování obyvatel vyspělých zemí Evropské unie. S tím budou souviset i velké ekonomické problémy, které již mnohé země EU zasáhly – stárnoucí obyvatelstvo a s tím spojený úbytek produktivní populace, zvyšování počtu neúplných rodin, nárůst jednočlenných domácností, sociální nerovnost, atd. Asi nejošidnějším problémem spojeným se stárnutím populace je z ekonomického hlediska udržitelnost veřejných financí.

Porodnost a její úroveň má rozhodující vliv na budoucí strukturu populace České republiky i zemí EU. Pro udržení početního stavu populace však bude mít stále větší význam imigrace. Imigranti mívají většinou mírně vyšší počet narozených dětí, než je tomu u domácí populace. V novém prostředí se však postupně přizpůsobují chování domácí populace a to i v úrovni plodnosti. Proto se předpokládá, že obyvatelstvo vyspělých evropských populací bude početně ubývat přirozenou měnou. Otázkou je, zda má stát nějakým způsobem provádět propopulační politiku. Z našich výsledků vyplývá, že pronatalitní a propopulační opatření mívají většinou krátkodobý, navíc v mnoha ohledech škodlivý, efekt.

Literatura

- ARLT, J. 1997. Kointegrace v jednorovnicových modelech. *Politická ekonomie*, 1997, roč. 45, č. 5, s. 733-746.
- ARLT, J.; ARLTOVÁ, M. 2009. *Ekonomické časové řady*. Praha : Professional Publishing, 2009.
- ARLT, J.; ARLTOVÁ, M.; LANGHAMROVÁ, J. 2008. The Birth Rate and the Marriage Rate in the Czech Republic in Years 1960–2006. In: COMPSTAT 2008. Porto : Physica-Verlag, 2008, s. 273–280.
- ČSÚ 2009. Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1785–2007. [on line] ČSÚ, Praha. www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_hu.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. 1987. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 1987, č. 55, s. 251-276.
- JOHANSEN, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 1991, č. 59.
- JOHANSEN, S. 1995: *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. Oxford : Oxford University Press, 1995., s. 1551-1580.
- KOSCHIN, F.; FIALA, T.; LANGHAMROVÁ, J.; ROUBÍČEK, V. 2001. Plodnost v českých zemích v devadesátých letech. 1. vyd. Praha : VŠE, 2001.
- KUČERA, M. 1994. Populace České republiky 1918–1991. *Acta Demographica*, 1994, roč. 12.
- PAVLÍK Z., KUČERA M. (eds.) 2002. *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. Praha : Katedra demografie a geodemografie přírodovědecké fakulty UK, 2002.
- RABUŠIČ, L. 2001: Propopulační politika – spíše chiméra než spása. In: *Propopulační politika – ano či ne*. CEP, sborník textů 21/2001. Dostupné na <http://cepin.cz/docs/dokumenty/sbornik21.pdf>.

ANALYSIS OF THE RELATIONS OF TIME SERIES OF THE BIRTH RATE AND MARRIAGE RATE IN THE CZECH REPUBLIC IN THE YEARS 1960–2007

Markéta Arltová, Jitka Langhamrová, University of Economics, Prague,
nám. W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3 (arltova@vse.cz, langhamj@vse.cz)

Abstract

The Czech Republic has undergone a profound political, economical and social transformation in the past few decades. The changes that have occurred in society showed strongly in the change in the demographic behaviour of society and the change in the general population climate. The transition to the market economy brought with it new opportunities for self-realisation, young people give preference to other values than the starting of a family at an early age. From the analysis of the time series it emerges that there is a long-run relationship between the birth rate and the marriage rate in the Czech Republic.

Keywords

birth rate, marriage rate, time series, co-integration, VAR model

JEL Classification

J12, J13, C32