

MOŽNOSTI ODHADŮ KRÁTKODOBÝCH MAKROEKONOMICKÝCH AGREGÁTŮ NA ZÁKLADĚ VÝSLEDKŮ KONJUNKTURNÍCH PRŮZKUMŮ

Luboš Marek, Stanislava Hronová, Richard Hindls*

Abstract

Possibilities of Estimations of Short-term Macroeconomic Aggregates Based on Business Survey Results

The aim of the article is to construct a model for estimating the quarterly gross value added (GVA) of the national economy (GDP) based on the results of business surveys (so-called confidence indicators) in industry, construction, commerce and services (incl. banking sector), and to set the forecast for four quarters ahead. The suitability of the applied approach is assessed using pairwise dependencies for individual sectors. In the case of both pairwise and multidimensional dependencies, the authors proceed from a linear dynamic model, which is a combination of ARIMA models (or SARIMA models) in conjunction with regression analysis, where the variables explained are time-shifted. The quality of the estimated models is proven to be very high. The analysis shows a significant link between the sector's gross value added and sectoral confidence indicators. Significant predictors of the GVA of the national economy and GDP show explanatory variables of confidence indicators in industry and construction, whereas indicators of confidence in trade and services were statistically insignificant. Timely knowledge of these indicators in conjunction with linear dynamic models allows better and faster predictions of quarterly GVA and GDP than with conventional time series models.

Keywords: business surveys, forecasting, business expectations, short-term GDP forecasting, time series analysis

JEL Classification: E01, C22, E32

Úvod

Krátkodobé informace o vývoji národního hospodářství a jeho jednotlivých částí (odvětví, sektorů) jsou důležitou oporou rozhodování představitelů hospodářské sféry a vedoucích pracovníků podniků o dalším vývoji ekonomiky, nasměrování produkce a investic, vývoji zaměstnanosti, využití kapacit apod. Analogickou úlohu hrají i šetření v oblasti spotřeby.

* Luboš Marek (marek@vse.cz); Stanislava Hronová (hronova@vse.cz); Richard Hindls (hindls@vse.cz), Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky.

Článek vznikl s podporou Grantové agentury České republiky projektu P402/12/G097 „DYME – Dynamické modely v ekonomii“ a díky institucionální podpoře na dlouhodobý koncepční rozvoj výzkumné organizace (RVO) Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze.

Poskytování krátkodobých kvantitativních statistických informací je z pohledu systému státní statistiky nelehkým úkolem, ať již jde o měsíční či čtvrtletní data. Jejich získávání, které je vždy retrospektivní, se opírá o dobře připravená výběrová zjišťování, která musí respektovat specifika jednotlivých odvětví, různou velikost podniků, ale i skutečnost, že každé zjišťování je pro zpravodajskou jednotku nákladem a že poskytování měsíčních dat je pro některé ekonomické subjekty nesnadné. Je proto nutné optimalizovat dobu přípravy, samotného zjišťování a zpracování získaných dat tak, aby byly uspokojeny požadavky hospodářské i akademické sféry na včasnost publikování krátkodobých informací o vývoji některé z částí národního hospodářství.

Náročnost získávání a zpracování tradičních kvantitativních informací a zároveň i fakt, že neinformují o současné, ale vždy jen o minulé skutečnosti, vedla ve vyspělých evropských zemích (již na přelomu 40. a 50. let 20. století) k zavedení tzv. statistiky bez čísel, tj. konjunkturních průzkumů. Jde o rychlá a z hlediska organizace a zpracování méně náročná šetření, vytvořená pro specifické potřeby konjunkturní analýzy a prognózy, jejichž výsledky synteticky prezentují kvalitativní odpovědi respondentů. Pro tyto průzkumy se v české statistice vžil název konjunkturní průzkumy či průzkumy očekávání. V oblasti spotřeby se s analogickým cílem přistoupilo ke zjišťování spokojenosti občanů a jejich očekávání v blízké budoucnosti.

Oba tyto typy informací, jejichž výhodou je snadnost a rychlost jejich získávání, vytvářejí nezanedbatelný, ale statistickou praxí stále ještě nepřilíživě využívaný nástroj krátkodobých úvah, založených na prognostických modelech. Výhodou modelování na základě výsledků konjunkturních průzkumů je skutečnost, že informace z nich vzešlé mají „prognostický potenciál“, neboť vycházejí z úvah o předpokládaném vývoji v běžném či následujícím čtvrtletí. Odhady založené na výsledcích konjunkturních průzkumů jsou tak k dispozici dříve než klasické odhady, opírající se o výsledky tradičních kvantitativních zjišťování. Představují tak snadno dostupný zdroj dat zejména pro prvotní odhady (měsíčních, čtvrtletních) temp růstu vybraných makroekonomických ukazatelů.

Cílem tohoto článku je podrobněji představit podstatu a specifika konjunkturních průzkumů a na tomto základě potom sestavit model pro predikce hrubé přidané hodnoty odvětví průmyslu, stavebnictví, obchodu a služeb a následně i hrubé přidané hodnoty národního hospodářství a hrubého domácího produktu. Při koncepci modelů jsme vycházeli z metod analýzy časových řad a údaje jsme čerpali z databáze Českého statistického úřadu (dále jen ČSÚ).

1. Význam a specifika konjunkturních průzkumů

Cílem konjunkturních průzkumů je doplnit tradiční krátkodobé kvantitativní informace, poznat subjektivní názory vedoucích pracovníků podniků na perspektivy jejich vývoje a v neposlední řadě pak poskytnout těmto subjektům do jisté míry zpětnou prognostickou informaci. Konjunkturní průzkumy tedy nabízejí informace o tendencích vývoje, o očekávaních v hospodářské sféře apod. Formulace otázek, kvalitativní odpovědi a způsob jejich vyhodnocení eliminují některé vlivy, které komplikují vypovídací schopnost číselných

charakteristik (kalendářní variace, sezónní výkyvy) tak, aby výsledkem byla syntetická informace o očekávaních ekonomických subjektů.

Konjunkturní průzkumy díky tomu pokrývají oblasti, které tradiční statistika nechává stranou zájmu – využitelnost výrobních kapacit, zakázky, překážky v rozvoji výroby, v investování. Odpovědi na takové otázky umožňují lépe poznat ekonomickou situaci podniků, názor vedoucích pracovníků na ni a nakonec i soulad jejich rozhodnutí o charakteru budoucího vývoje s hodnocením současné situace. Vzhledem k tomu, že konjunkturní průzkumy jsou do jisté míry výpovědí o budoucnu, je jejich hlavní zájem zaměřen na tendence vývoje základních ekonomických veličin – produkce, zaměstnanosti, cen a investic¹.

První konjunkturní průzkumy se objevily ve dvacátých letech 20. století v USA; v Evropě pak v Německu (IFÖ Mnichov v roce 1949) a ve Francii (INSEE Paříž v roce 1951) a v Itálii (ISAE Řím v roce 1951). Na základě zkušeností těchto tří zemí pak byla v roce 1961 vytvořena harmonizovaná metodika pro průzkumy očekávání a první průzkum tohoto typu byl realizován v průmyslu zemí Evropského společenství v roce 1962 pod garancí a přímým řízením DG ECFIN². Postupně se pole zájmu konjunkturních šetření rozšiřovalo, nejdříve na oblast stavebnictví a investic ve zpracovatelském průmyslu (v roce 1966), v roce 1972 bylo harmonizováno šetření u domácností, v roce 1984 šetření v maloobchodě a v roce 1996 v sektoru služeb. Poslední oblastí, zahrnutou do harmonizovaných konjunkturních průzkumů, se stal v roce 2007 sektor finančních služeb. Současný evropský harmonizovaný systém konjunkturních průzkumů zahrnuje celkem sedm šetření – v průmyslu, ve stavebnictví, v maloobchodě, ve službách, v sektoru finančních služeb, o chování domácností a o investicích v průmyslu. Evropská komise, resp. její DG ECFIN, určuje pravidla těchto průzkumů – stanovuje zejména formy dotazníků, typy otázek, periodicitu šetření³, odvětvové zaměření a lhůty publikování celkem sedmi šetření. Harmonizovanou metodiku Evropské unie (dále EU) převzala i Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj (OECD), která jí takto nabídla i ostatním zemím stojícím mimo EU.

Česká republika přistoupila k organizaci konjunkturních průzkumů v roce 1991, a to v průmyslu, ve stavebnictví, v maloobchodě a ve vybraných službách. Šetření, která byla nejprve čtvrtletní a od roku 1993 měsíční, organizuje ČSÚ⁴. Průzkumy u domácností (spotřebitelů) zajišťuje soukromý subjekt (v současnosti společnost GfK). Konjunkturní průzkumy ve výrobní sféře i u domácností jsou organizovány v souladu s doporučeními Evropské komise a OECD, což umožňuje provádět mezinárodní srovnávání.

1 Analogickou úlohu plní tato šetření ve sféře spotřeby, kde jsou domácnosti dotazovány na současnou a očekávanou finanční situaci, celkovou ekonomickou situaci, nezaměstnanost, investice apod.

2 DG ECFIN – Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

3 Všechna zmíněná šetření jsou organizována s měsíční periodicitou, některé otázky jsou šetřeny na čtvrtletní bázi a šetření o investicích v průmyslu probíhají dvakrát do roka – viz European Union (2016).

4 Viz www.czso.cz

Charakteristickým znakem konjunkturních průzkumů je, jak bylo již naznačeno výše, rychlost a malá náročnost zjišťování a zpracování. Výsledky konjunkturních průzkumů jsou vždy v předstihu před výsledky klasického statistického šetření o stejném jevu, a hrají tudíž do jisté míry roli „předstihových“ ukazatelů⁵. Zárukou rychlosti je i kvalitativní povaha většiny otázek pokládaných v konjunkturních průzkumech. Rychlost a malá náročnost je spojena i s organizací samotného šetření. Výběrový soubor podniků bývá pořízen oblastním výběrem, kde strata jsou definována na základě velikosti podniku (měřeného zpravidla počtem zaměstnanců) a typu činnosti. Výběrový poměr je stanoven podle významu jednotlivých strat, tj. vyšší pro oblasti zahrnující velké podniky⁶. Tím je zajištěno, že výběrem je pokryta významná část celkové produkce odvětví. Předpokladem dlouhodobé kvality výsledků konjunkturních šetření je stále aktualizovaný základní soubor podniků (ve smyslu registru ekonomických subjektů), ze kterého se podniky vybírají, a každoročně nově vytvářený výběrový soubor (pořízený náhodným výběrem)⁷.

V praxi konjunkturních průzkumů se výběrový soubor podniků v čase zpravidla nemění. Stabilita souboru podniků je výhodná administrativně a organizačně, nicméně s postupujícím časem přibývají v odvětví nové podniky a jiné zanikají, či mění předmět své činnosti. Pak přirozeně platí, že původně náhodně vybraný soubor podniků svoji náhodnost, a tím i reprezentativnost, ztrácí. Řešením takového problému může být využití panelového šetření, kdy každým rokem je vyměněna např. pětina podniků, resp. žádný podnik v souboru nezůstává déle než 5 let⁸.

Dalším problémem narušujícím náhodnost výběru (reprezentativnost výběrového souboru) je skutečnost, že konjunkturní šetření nebývají povinná⁹, a tudíž ne vždy nezanedbatelná část podniků neodpoví. Vybrané podniky nelze k vyplnění dotazníku nutit, pokud se šetření zúčastnit nechťejí; nicméně velký podíl tzv. non-response může způsobit, že konjunkturní šetření mají spíše charakter ankety¹⁰. Zajištění kvality výsledků, a tedy i reprezentativnosti výběrového souboru, závisí významnou měrou na dialogu vedení podniků a pracovníků státní statistiky.

Specifický charakter výstupů konjunkturních průzkumů

Výsledky konjunkturních průzkumů se prezentují nejčastěji ve formě tzv. názorových, resp. konjunkturních, sald. Tato specifická charakteristika odpovídá typu otázek, které jsou v průzkumech očekávání respondentům kladeny. Většina otázek je formulována tak,

5 Viz např. Jobert, Persyn (2012), Abberger (2005).

6 Viz např. doporučení OECD (2003), Fayolle (1987), European Union (2016).

7 Viz např. doporučení OECD (2003), INSEE (2007).

8 Viz např. doporučení OECD (2003).

9 Viz doporučení OECD (2003). Naopak např. konjunkturní šetření v průmyslu organizované francouzským statistickým úřadem (INSEE) je pro vybrané podniky od roku 2004 povinné (viz např. Dubois, Michaux, 2006; INSEE, 2007).

10 Při organizaci konjunkturních šetření se využívají i nereprezentativní výběry, zejména kvótní výběr, které při dobré organizaci mohou přinést přijatelné výsledky. Organizátory takových šetření však zpravidla nebývají statistické úřady, ale např. profesní komory či svazy (např. Confederation of British Industry); viz Driver. Urga (2004).

aby splňovala základní předpoklad existence těchto průzkumů, tj. zjistit subjektivní názor na tendenci ve vývoji určité skutečnosti. Je-li respondent dotazován na názor o vývoji v uplynulém období, v nejbližších měsících apod., nabízí se jednoznačně trichotomická odpověď typu: „lepší, beze změny, horší“, „růst, beze změny, pokles“, „vyšší, beze změny, nižší“ apod. Názorové saldo je pak rozdílem mezi procentem respondentů, kteří se vyslovili pro tendenci k růstu, a procentem respondentů, kteří se vyslovili pro tendenci k poklesu. Jinak řečeno, jde o rozdíl mezi procentem optimistických a pesimistických odpovědí. Skutečnost, že v konjunkturních průzkumech nás zajímá především názor velkých podniků, je zajištěna jednak již výše zmíněnou organizací výběrového souboru, a dále i tím, že názorové saldo je rozdílem váženého podílu optimistických a pesimistických očekávání, kde váha každé odpovědi je dána velikostí podniku měřené hodnotou tržeb (v případě otázek týkajících se výrobní oblasti) nebo počtem zaměstnanců (v případě otázek zaměřených na zaměstnanost).

V konjunkturních průzkumech organizovaných ČSÚ¹¹ je většina odpovědí vážena tržbami (v případě stavebnictví objemem stavebních prací), odpovědi týkající se tendencí v zaměstnanosti jsou váženy počtem zaměstnanců a odpovědi na otázky týkající se finanční situace (úvěry, platební schopnost apod.) zůstávají většinou nevážené.

Nezanedbatelným problémem, který provází výsledky konjunkturních průzkumů, je přirozeně „subjektivita“ odpovědí. Spolehlivost odpovědí na kvalitativní otázky kladené v konjunkturních šetřeních není ale (z hlediska měřitelné chyby) určitě horší než spolehlivost kvantitativních šetření stejné skutečnosti. Problém těchto kvalitativních šetření je spíše v jiné oblasti: rychlost prováděného šetření, pružná a někdy vágní formulace otázek, charakter odpovědi neodpovídající vždy přáním tazatele. Samotná konstrukce konjunkturního salda je reakcí na problémy spojené s nejistotou v charakteru odpovědí, neboť eliminuje zřejmě nejproblematičtější informaci obsaženou v odpovědích, tj. neutrální variantu. Výběr okrajových variant již vyžaduje od respondentů jisté rozhodnutí, úvahu, znalost a i upřímnost. Problémy jsou do určité míry i se samotnou interpretací informací o budoucích tendencích ve vývoji ve smyslu toho, zda vyjadřují záměry opírající se jednoznačně o schopnost podniku takto se vyvíjet či jen o představu o tendencích pasivně převzatých z vývoje vnějšího prostředí. Přes všechny tyto specifické vlastnosti představují výsledky konjunkturních průzkumů nejen bohatý a nenahraditelný zdroj informací o aktuální a očekávané situaci vybraných odvětví národního hospodářství, ale i spolehlivý, i když často neprávem opomíjený, zdroj informací pro statistické modelování¹².

11 Viz www.czso.cz

12 Kvalitou dat pocházejících z konjunkturních průzkumů ve srovnání s tradičními statistickými informacemi od podniků se podrobně na příkladu Velké Británie zabývá Lui, Mitchell a Weale, M. (2011). Konstatují, že kvalitativní data z konjunkturních průzkumů jsou v souladu s údaji, které poskytují podniky v měsíčních šetřeních pořádaných Státním statistickým úřadem (Office for National Statistics), a poskytují stejně spolehlivé podklady pro odhad indexu průmyslové produkce jako klasická (retrospektivní kvantitativní) statistická šetření.

2. Prognostické možnosti konjunkturních průzkumů

Kvalitativní charakter výsledků konjunkturních průzkumů představuje do jisté míry specifický prvek v klasickém statistickém zpracování, a proto se jako první možnost práce s těmito daty nabízí využití některých metod analýzy kategoriální proměnné.

Podnik odpovídající na dotazník při konjunkturních šetřeních musí mít totiž nutně alespoň některé odpovědi ve vzájemném souladu. Otázky týkající se vývoje produkce, zásob, zakázek apod. nejsou nezávislé. Navíc musí existovat určitá závislost za sebou (v čase) následujících odpovědí, tj. např. odpovědi na otázku týkající se tendence ve vývoji produkce a retrospektivní otázky v následujícím šetření (tendence produkce v právě uplynulém období). Tato koherence by se měla projevit v souladu agregovaných odpovědí, tj. konjunkturních sald v čase či v prostoru (např. podle oborů). Na základě kontingenčních tabulek je možné sestavit agregované ukazatele prezentující vývoj vztahu mezi dvěma nebo více proměnnými v čase. Pak se můžeme zabývat otázkou kvality „předpovědi“ ze strany podniků a jejich schopnosti anticipovat body zvratu v jejich činnosti, které avizují ve svých retrospektivních odpovědích, a konstruovat agregované ukazatele měřící vzdálenost skutečnosti a předpovědi.

Při statistickém zpracování můžeme soubor individuálních odpovědí na danou otázku považovat za výsledek série nezávislých náhodných pokusů. Individuální odpovědi jsou pak výsledky náhodných pokusů opakovaných ve stabilním vnějším prostředí společném všem podnikům. Tento předpoklad o nezávislosti, podmíněný stabilitou vnějšího prostředí, umožňuje přechod na modelový popis chování takové náhodné veličiny. Tento popis vychází z kontingenčních tabulek, které jsou v podstatě nejjednodušším shrnutím výsledků šetření. Pravděpodobnost přiřazená každé dvojici variant odpovědí pak může být porovnána s teoretickou pravděpodobností za předpokladu nezávislosti (viz Fayolle, 1987, či Jobert a Persyn, 2012).

Jiným přístupem je využití individuálních dat (odpovědi jednotlivých podniků na jednotlivé otázky) v modelech předpovědi. Východiskem je chápání jednotlivých odpovědí podniků jako hodnot náhodné veličiny a na základě toho konstrukce parametrického ukazatele, který je prostým aritmetickým průměrem odhadu podmíněných středních hodnot (viz Mitchell, Smith a Weale, 2006). Výsledky aplikace na datech z konjunkturních průzkumů organizovaných ve Francii, Portugalsku a Švédsku (viz Biau, Erkel-Rousse a Ferrari, 2006) však ukázaly, že tento přístup nepřináší lepší výsledky odhadu tempa růstu průmyslové produkce než modely založené na agregovaných konjunkturních saldech (při použití dynamických regresních modelů v obou případech). Odhad parametrického ukazatele (viz Mitchell, Smith a Weale, 2006) je příliš pracný a vyžaduje dlouhé časové řady individuálních odpovědí, což představuje významnou praktickou překážku aplikace. Dalším důležitým prvkem hovořícím ve prospěch použití konjunkturních sald za soubor podniků je jejich neměnnost ve smyslu toho, že nepodléhají následným revizím. Výše zmíněný parametrický ukazatel však pracuje s odhadem tempa růstu podmíněným individuální odpovědí, což znamená, že revize hodnot indexu průmyslové produkce pak zpětně ovlivňují hodnoty tohoto ukazatele.

Tradičním způsobem využití výsledků konjunkturních průzkumů je však hledání charakteru závislosti mezi proměnnými a modelování, resp. předpovědi např. tempa růstu průmyslové produkce či hrubého domácího produktu (dále jen HDP) na základě vybraných konjunkturních sald, resp. jejich funkcí. Tento přístup je tradičně a hojně používán ve Francii, kdy na základě výsledků konjunkturních průzkumů v průmyslu se odhaduje index průmyslové produkce, který dále slouží k odhadu produkce odvětví průmyslu pro potřeby odhadu produkce v rámci rychlých odhadů agregátů čtvrtletních národních účtů (viz Fanouillet a Salanié, 1990; Fayolle, 1987; Reynaud a Scherrer, 1996). V současné době se ukazuje, že je možné odhadovat přímo tempo růstu HDP na základě VAR modelů využitím konjunkturních sald nejen z průmyslu, ale i z ostatních odvětví (Jobert a Persyn, 2012). Nicméně výsledky dokládají, že konjunkturní salda zjištěná v průmyslu jsou pro odhad HDP významnější (viz např. Bessec, 2010) než výsledky z odvětví stavebnictví či obchodu. Možnosti využití dynamického faktorového modelu, založeného na výsledcích konjunkturních průzkumů k predikci nejen tempa růstu HDP, ale i míry inflace, míry nezaměstnanosti a úrokové míry, prezentují např. Hansson, Jansson a Lof (2005) či Martinsen, Ravazzolo a Wulfsgerg (2014)¹³. Složitější dynamické modely s využitím i jiných exogenních proměnných se využívají spíše již k odhadu hodnoty čtvrtletního HDP, ne jen tempa růstu (viz např. Stock a Watson, 2002).

Geograficky širší pohled na modelování tempa růstu HDP na základě výsledků konjunkturních průzkumů pomocí ARCHG a GARCH modelů nabízí Pošta a Pikhart (2012). Na příkladu zemí Evropské unie ukazují, že tyto modely poskytují spolehlivé výsledky spíše v období stabilního ekonomického růstu než v období turbulencí. Pro odhad indexu průmyslové produkce na základě konjunkturních sald z průmyslu lze využívat i metody dynamické komponentní analýzy (např. Constantini, 2013), která na datech z italského průmyslu přináší uspokojivé výsledky. Klein a Ozmuur (2010) doporučují modely vycházející z využití výsledků konjunkturních průzkumů a časového zpoždění a ukazují, že takto je možné dosáhnout lepších výsledků při odhadech indexu průmyslové produkce než při použití „tradičních“ statistických ukazatelů. Lui, Mitchell, a Weale, M. (2011) využívají k odhadu indexu průmyslové produkce AR a ARDL¹⁴ modely.

Z výše uvedeného stručného pohledu na některé z dosavadních přístupů k odhadům hodnot makroekonomických ukazatelů (nejčastěji HDP, indexu průmyslové produkce), resp. jejich čtvrtletních temp růstu, plyne, že je vhodné a možné odhadovat čtvrtletní hodnoty vybraných ukazatelů na základě výsledků konjunkturních průzkumů. Předpokladem takového přístupu je nejen volba vhodného modelu, ale i způsob práce s konjunkturními saldy v roli vysvětlujících proměnných.

13 Martinsen, Ravazzolo a Wulfsgerg navíc vycházejí z regionálně a sektorově členěných dat z Norska a Švédska, což je zvláště cenné, protože ve většině zemí není soubor podniků v konjunkturních šetřeních regionálně reprezentativní.

14 AR – autoregressive; ARDL – auto-regressive distributed-lag.

3. Modelový přístup

Včasnost a snadnost získávání údajů plynoucích z konjunkturních průzkumů je dobrým předpokladem konstrukce prognostických modelů. Při volbě modelu a vysvětlujících proměnných je nutné respektovat specifický charakter dat (jde o salda, která nabývají kladných i záporných hodnot), vyřešit problém vztahu měsíčních a čtvrtletních dat a v neposlední řadě uvažovat o časovém posunu ve vztahu vysvětlovaných a vysvětlujících proměnných. Cílem tohoto článku je sestavení modelu pro odhad čtvrtletních hodnot hrubé přidané hodnoty národního hospodářství a HDP na základě výsledků konjunkturních průzkumů v průmyslu, stavebnictví, obchodě a ve službách a následně i sestavení předpovědi na čtyři čtvrtletí dopředu. Prostředkem poznání vhodnosti takového modelu budou modely párové závislosti pro jednotlivá odvětví.

3.1 Metodika

Zvolený model vychází z analýzy časových řad a je kombinací modelů z oblasti stochastických metod a lineárně dynamických modelů. Tyto modely se používají, pokud chceme modelovat závislost jedné časové řady (výstupní řada) na několika jiných časových řadách (vstupní řady) ve stejném časovém bodě či v bodech s časovým zpožděním.

Hodnoty výstupní řady (řady vysvětlované proměnné) v čase t jsou označeny Y_t , hodnoty vstupních řad (vysvětlujících proměnných) v čase t jsou označeny jako $X1_t, X2_t$, atd. Pro modelování stochastického chování Y_t uvažujeme model SARIMA v obecném tvaru

$$\phi_p(B)\Theta_p(B^L)(1-B)^d(1-B)^DY_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^L)\varepsilon_t, \quad (1)$$

kde Y_t je výstupní řada, ε_t je náhodná veličina (bílý šum), B je operátor posunutí ($BY_t = Y_{t-1}$), L je délka sezóny, p je řád procesu AR, q je řád procesu MA, P je řád sezónního AR procesu, Q je řád sezónního MA procesu, d je řád běžného diferencování, D je řád sezónního diferencování, ϕ_p je autoregresní operátor řádu p , θ_q je operátor klouzavých součtů řádu q , Θ_p je sezónní autoregresní operátor řádu P a Θ_Q je sezónní operátor klouzavých součtů řádu Q (viz např. Box, Jenkins, Reinsel, 1994).

Pro identifikaci modelu jsme použili autokorelační a parciální autokorelační funkce (ACF, PACF). Všechny analyzované řady byly nestacionární. Za účelem dosažení stacionarity jsme aplikovali běžné a sezónní diferencování. Stacionarita byla testována obvyklými postupy – testem jednotkových kořenů a Dickeyovými-Fullerovými testy.

Pro určení lineární závislosti mezi řadami byla použita vzájemná korelační funkce (CCF). Tato funkce nejen že ukáže intenzitu lineární závislosti v různých časových bodech, ale určí i její směr. Jako poslední krok jsme aplikovali modely s přenosovou funkcí (transfer-function model) v obecném tvaru:

$$Y_t = c + v_0X1_t + v_1X1_{t-1} + v_2X1_{t-2} + \dots + v_{K_1}X1_{t-K_1} + w_0X2_t + w_1X2_{t-1} + w_2X2_{t-2} + \dots + w_{K_2}X2_{t-K_2} + \dots + q_0XP_t + q_1XP_{t-1} + q_2XP_{t-2} + \dots + w_{K_k}XP_{t-K_k} + \frac{1}{(1-\phi_1(B))(1-\Phi_1(B^L))}\varepsilon_t, \quad (2)$$

kde Y_t je výstupní řada (po příslušných transformacích); $X1_t, X2_t, \dots, XP_t$ jsou vstupní řady (opět po příslušných transformacích); poslední člen ve vzorci je poruchová složka, která se řídí ARIMA procesem¹⁵. Pro samotnou identifikaci modelu byla použita metoda LTF – viz Pankratz (1991) a nakonec pro odhad celého modelu (tedy i samotných parametrů) jsme využili software SCA Statistical System (1991).

3.2 Vstupní data

V modelu byla použita veřejně dostupná data ČSÚ. Vysvětlujícími proměnnými byly měsíční hodnoty indikátorů důvěry v průmyslu, ve stavebnictví, v obchodě a ve vybraných službách. Indikátor důvěry v průmyslu je průměrem sald tří ukazatelů (hodnocení celkové současné poptávky, hodnocení současného stavu zásob hotových výrobků s opačným znaménkem a očekávaný vývoj výrobní činnosti v příštích třech měsících). Indikátor důvěry ve stavebnictví je průměrem dvou ukazatelů (hodnocení současné celkové poptávky a očekávaný vývoj zaměstnanosti v příštích třech měsících). Indikátor důvěry v obchodě je průměrem tří sald (hodnocení současné ekonomické situace, hodnocení současného stavu zásob s opačným znaménkem a očekávaný vývoj ekonomické situace v příštích třech měsících). Indikátor důvěry ve vybraných odvětvích služeb je průměrem tří ukazatelů (hodnocení současné ekonomické situace, hodnocení poptávky v posledních třech měsících a očekávaná poptávka v příštích třech měsících).

Hodnoty vysvětlujících proměnných vstupujících do modelů byly sezónně neočištěné. Důvodem této volby¹⁶ je skutečnost, že model by měl pracovat s původními (hrubými) hodnotami a sezónně očišťovat by se případně měly až odhadnuté výsledky vzešlé z modelu. Tato zásada má obecný charakter¹⁷ a je využívána ve většině modelů časových řad založených na měsíčních nebo čtvrtletních údajích.

Indikátory důvěry ve vybraných odvětvích národního hospodářství (viz výše) jsou k dispozici v měsíční periodicitě. Při konstrukci modelu k dohadu čtvrtletních dat vysvětlovaných proměnných je nutné vyřešit transformaci měsíčních údajů vysvětlujících proměnných na čtvrtletní. Zde se nabízí možnost prostého nebo váženého průměru měsíčních hodnot, kde by v případě váženého průměru měla nejstarší pozorování nejmenší váhu. V našem modelu jsme zvolili prostý průměr, protože údaje vzešlé z konjunkturních průzkumů jsou specifickou výpovědí o právě probíhajícím měsíci, popř. o pohledu na následující tři měsíce viděno situací v hodnoceném měsíci. Tato tříměsíční perspektiva se v indikátorech důvěry klouzavě posunuje dopředu, takže v každé jeho nové hodnotě je vždy zohledněna nově nahlížená skutečnost. Konjunkturní salda a na nich založené indikátory důvěry nejsou zjištěnou skutečností, ale subjektivní výpovědí respondenta. Z tohoto důvodu považujeme použití prostého průměru měsíčních hodnot indikátorů důvěry za lepší variantu než použití vážených průměrů, a to právě z důvodů výše uvedené specifičnosti výsledků konjunkturních průzkumů.

15 V literatuře bývá tato složka označována jako N_t .

16 ČSÚ publikuje i údaje sezónně očištěné.

17 Viz např. Fayolle (1987), Klein, Ozmucur, S. (2010) nebo Biau, Erkel-Rousse, Ferrari (2006).

Vysvětlovanými proměnnými pro modely párové závislosti byly čtvrtletní hodnoty ukazatelů hrubé přidané hodnoty odvětví průmyslu, stavebnictví a obchodu. Hrubá přidaná hodnota vybraných služeb odpovídající odvětvím zahrnutým do konjunkturních průzkumů¹⁸ není běžně k dispozici a její odhad na základě dostupných údajů by byl jen velmi nepřesný. Vztah závislosti mezi hodnotami hrubé přidané hodnoty příslušných odvětví a indikátorů důvěry jsme modelovali za účelem poznání síly závislosti výsledků konjunkturních průzkumů a běžných čtvrtletních zjišťování v jednotlivých odvětvích. Kvalita odvětvového modelu je pak nejen předpokladem k věrohodné prognóze hrubé přidané hodnoty odvětví, ale i nepřímým ukazatelem vhodnosti příslušného odvětvového indikátoru důvěry jako vysvětlující proměnné ve vícerozměrném modelu pro odhad hrubé přidané hodnoty národního hospodářství a HDP v kupních cenách¹⁹.

Rady vysvětlujících proměnných hrubé přidané hodnoty národního hospodářství a HDP jsme měli k dispozici ve formě čtvrtletních údajů za období let 1995–2017 (bez posledního čtvrtletí). Jedná se tedy o období téměř 23 let, celkem 91 pozorování. Stejně je tomu u čtvrtletních odvětvových řad hrubé přidané hodnoty průmyslu, stavebnictví a obchodu, které jsou publikovány v běžných cenách v mil. Kč. I zde jsme vycházeli z údajů sezónně neočištěných. U všech použitých řad byla identifikována čtvrtletní sezónnost.

Indikátory důvěry jako vysvětlující proměnné v modelech jsou k dispozici měsíčně pouze od roku 2003. Měsíční hodnoty byly převedeny na čtvrtletní prostým průměrem (viz výše). I u těchto řad je možné sledovat čtvrtletní sezónnost, jak ostatně dále uvidíme. Kratší délka časových řad vysvětlujících proměnných byla určující pro délku řad vysvětlovaných proměnných zahrnutých do modelu. Analýzy čtvrtletních řad jsme tedy provedli za období 2003–2017.

Volba vysvětlovaných proměnných vychází z faktu různé realizace hodnot časových řad v čase. Zatímco hodnoty všech pěti vysvětlovaných proměnných jsou známy až po uplynutí příslušného čtvrtletí²⁰, hodnoty indikátorů důvěry je předstihují a jsou známy již ve stejném měsíci, kdy probíhá dotazování v podnicích. Znamená to tedy, že údaje z konjunkturních průzkumů např. za první čtvrtletí jsou známy již na konci března, zatímco údaje ze čtvrtletních národních účtů (o hrubé přidané hodnotě odvětví a národního hospodářství, o HDP) jsou k dispozici až koncem května daného roku. Tento předstih činí z výsledků konjunkturních průzkumů téměř ideální zdroj informací pro prognózování.

Z hlediska věcné vazby lze logicky očekávat, že např. mezi hrubou přidanou hodnotou průmyslu a indikátorem důvěry v průmyslu existuje určitá závislost; tuto závislost budeme modelovat lineárně dynamickým modelem. Jde o kombinaci modelů ARIMA (příp. SARIMA) v kombinaci s regresní analýzou, kde ovšem vysvětlované proměnné se

18 Jde o odvětví ubytování, pozemní a potrubní dopravy, činnosti cestovních kanceláří, telekomunikace, peněžnictví, pojišťovnictví, činnosti související s úvěry a pojištěním, činnosti v oblasti nemovitostí, pronájmu, leasingu, informačních technologií, architektury a inženýrství, bezpečnosti.

19 HPH národního hospodářství a HDP v kupních cenách se liší o čisté daně z produktů.

20 Údaje jsou k dispozici souladu se lhůtami publikování čtvrtletních údajů o tvorbě a užití HDP vždy 60. den po skončení čtvrtletí.

nemusí v modelu vyskytovat ve stejném časovém úseku jako proměnná vysvětlovaná (jde o časový posun). Pokud jsou tedy hodnoty vysvětlované proměnné známy do časového období t , známe již v tomto časovém úseku hodnoty vysvětlující proměnné již v období $t + 1$, případně $t + 2$ atd. Standardní lineárně dynamický model funguje tak, že pro konstrukci předpovědi je třeba nejprve odhadnout hodnoty vstupní řady (řady vysvětlující proměnné), a tyto použít jako vstup do modelu pro konstrukci předpovědi výstupní řady (vysvětlující proměnné). My však využijeme popsaného předstihu indikátorů a do modelu již nebudeme zadávat hodnoty předpovědi vstupní řady (řada indikátorů), ale jako vstup použijeme rovnou napozorovaná data. Od této konstrukce si pochopitelně slibujeme daleko vyšší přesnost předpovědi, než kdybychom byli nuceni postupovat klasickým způsobem.

3.3 Výsledky analýzy

Východiskem našich analýz bylo modelování párové závislosti hrubé přidané hodnoty odvětví (průmyslu, stavebnictví, obchodu) na indikátoru důvěry v daném odvětví. Začneme prezentací modelu pro stavebnictví, a to z důvodu nejvýraznější sezónnosti hodnot ukazatele hrubé přidané hodnoty.

3.3.1 Stavebnictví

Vysvětlovanou proměnnou je hrubá přidaná hodnota stavebnictví (mil. Kč, běžné ceny, sezónně neočištěno), vysvětlující proměnnou je indikátor důvěry ve stavebnictví (průměr měsíčních hodnot, sezónně neočištěno). Po důkladné analýze jsme identifikovali model a odhadli jeho parametry – viz tabulka 1.

Identifikovaný model má tvar

$$(1 - \varphi_1 B)(1 - \varphi_4 B^4)Y_t = w_0 X_t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

kde Y_t je běžně i sezónně diferencovaná řada hrubé přidané hodnoty stavebnictví, X_t je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry ve stavebnictví. Odhadnutý model je potom ve tvaru

$$(1 + 0,4231B)(1 + 0,3421B^4)Y_t = 128,01X_t. \quad (4)$$

Tabulka 1 | Odhad parametrů modelu pro stavebnictví (výstup z programu SCA)

SUMMARY FOR UNIVARIATE TIME SERIES MODEL -- STAV100								
PARAMETER	VARIABLE	NUM./	FACTOR	ORDER	CONS-	VALUE	STD	
LABEL	NAME	DENOM.			TRAIINT		ERROR	
1	W0	STAVI	NUM.	1	0	NONE	128.0100	66.6309
2	PHI	STAV	AR	1	1	NONE	-.4231	.1277
3	PHI4	STAV	AR	2	4	NONE	-.3421	.1255
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . .					49			
R-SQUARE					.943			

Z modelu je zřejmé, že časová řada hrubé přidané hodnoty stavebnictví Y_t se řídí sezónním AR modelem (běžný i sezónní parametr) a závisí také na hodnotách časové řady X_t (indikátor důvěry ve stavebnictví) ve stejném časovém úseku. Index determinace tohoto modelu je 0,943, což nám zaručuje vysokou kvalitu modelu. Poznamenejme ještě, že model prošel úspěšně celou fází ověřování. Byly aplikovány všechny běžně používané testy pro ověření kvality – viz Box, Jenkins, Reinsel (1994). Podívejme se na tabulku 2 předpovědi na pět čtvrtletí dopředu, tedy do konce roku 2018.

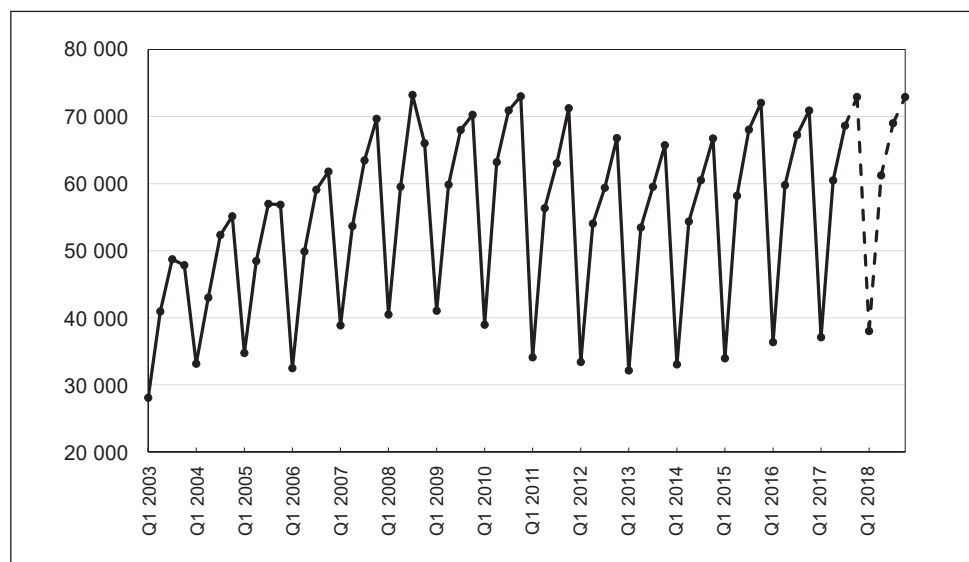
Tabulka 2 | Předpovědi hodnot hrubé přidané hodnoty stavebnictví (mil. Kč, běžné ceny)

Rok	Čtvrtletí	Předpovědi	Směrodatné odchylky	Skutečnost ²¹
2017	Q4	72 915	3 271	74 416
2018	Q1	37 998	3 832	41 816
2018	Q2	61 207	4 590	68 449
2018	Q3	68 994	5 133	x
2018	Q4	72 901	6 837	x

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty²¹

Vývoj čtvrtletních hodnot hrubé přidané hodnoty stavebnictví včetně predikce na základě výše popsaného modelu je prezentován v obrázku 1.

Obrázek 1 | Hrubá přidaná hodnota stavebnictví včetně předpovědi (mil. Kč, běžné ceny; předpověď je čárkovaně)



Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

21 V tabulkách 2, 4, 6, 8 a 10 uvádíme skutečné hodnoty známé v době revize původního textu článku.

Grafická podoba časové řady spolu s předpovědí (čárkovaně) ukazuje, že hodnoty předpovědi dobře korespondují s celým vývojem časové řady. Kvalitu předpovědi jsme posoudili obvyklými charakteristikami (MSE, SSE) a tato kvalita se ukázala jako velmi dobrá.

3.3.2 Průmysl

Vysvětlovanou proměnnou je hrubá přidaná hodnota průmyslu (čtvrtletní hodnoty, mil. Kč, běžné ceny, sezónně neočištěno), vysvětlující proměnnou je indikátor důvěry v průmyslu (prostý průměr měsíčních hodnot, sezónně neočištěno). Po důkladné analýze jsme identifikovali model a odhadli jeho parametry – viz tabulka 3.

Tabulka 3 | Odhad parametrů modelu pro průmysl (výstup z programu SCA)

SUMMARY FOR UNIVARIATE TIME SERIES MODEL -- PRUM100								
PARAMETER	VARIABLE	NUM. /	FACTOR	ORDER	CONS-	VALUE	STD	
	LABEL	NAME	DENOM.		TRAI		ERRO	
1	W0	PRUMI	NUM.	1	0	NONE	-486.0743	184.086
2	W1	PRUMI	NUM.	1	1	NONE	788.1318	185.797
3	PHI4	PRUM	AR	1	4	NONE	-.3872	.098
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . .						50		
R-SQUARE						.970		

Identifikovaný model je ve tvaru

$$(1 - \phi_4 B^4)Y_t = w_0 X_t + w_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

kde Y_t je běžně i sezónně diferencovaná řada hrubé přidané hodnoty průmyslu, X_t je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry v průmyslu. Model byl odhadnut ve tvaru

$$(1 + 0,3872B^4)Y_t = -486,07X_t + 788,13X_{t-1}. \quad (6)$$

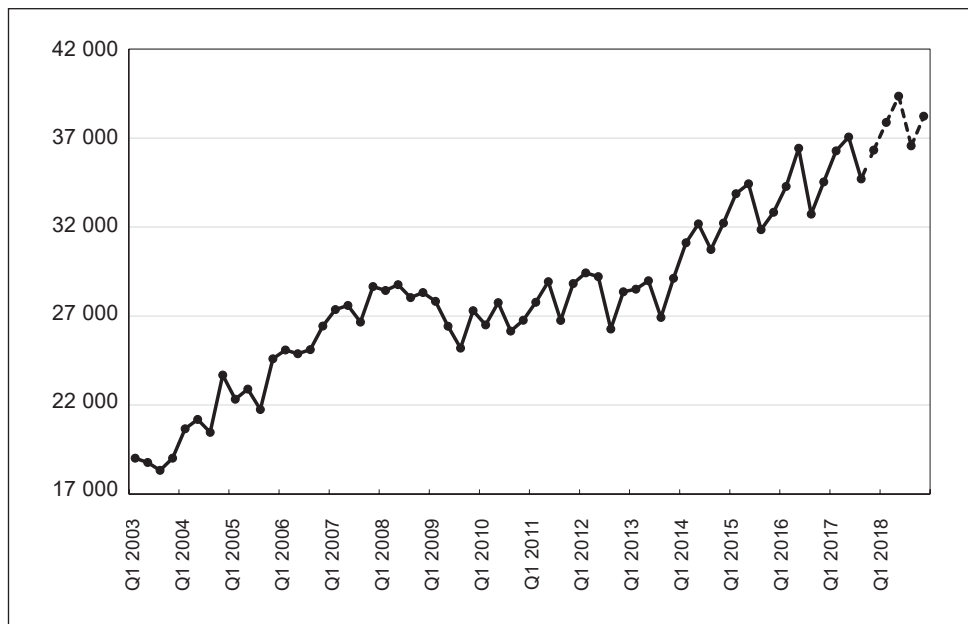
Tento model se od předchozího odlišuje. Je vidět, že časová řada Y_t (hrubá přidaná hodnota průmyslu) se řídí sezónním AR modelem (pouze sezónní parametr) a závisí na hodnotách časové řady X_t (indikátor důvěry v průmyslu) jednak ve stejném časovém období t a v časovém období $t - 1$, tedy s časovým posunem o jeden časový úsek (o jedno čtvrtletí). Index determinace tohoto modelu je 0,970, což opět zaručuje vysokou kvalitu modelu. Stejně jako v předchozím případě prošel model úspěšně celou fází ověřování. Předpovědi na pět čtvrtletí jsou uvedeny v tabulce 4.

Tabulka 4 | Předpovědi hodnot hrubé přidané hodnoty průmyslu (mil. Kč, běžné ceny)

Rok	Čtvrtletí	Předpovědi	Směrodatné odchylky	Skutečnost
2017	Q4	363 225	8 371	359 815
2018	Q1	378 699	11 521	368 195
2018	Q2	393 491	14 102	373 913
2018	Q3	365 611	16 375	x
2018	Q4	382 189	20 783	x

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Vývoj čtvrtletních hodnot hrubé přidané hodnoty průmyslu v letech 2003–2017 včetně předpovědi na základě výše prezentovaného modelu jsou uvedeny v obrázku 2, z něhož plyne, že hodnoty předpovědi dobře korespondují s charakterem vývoje časové řady zejména v posledních letech, kdy se prosadila výrazně vyšší sezónnost oproti málo znatelným sezónním výkyvům v letech před ekonomickou krizí.

Obrázek 2 | Hrubá přidaná hodnota průmyslu včetně předpovědi (mil. Kč, běžné ceny; předpověď je čárkovaně)

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

3.3.3 Obchod

Vysvětlovanou proměnnou je hrubá přidaná hodnota obchodu (čtvrtletní hodnoty, mil. Kč, běžné ceny, sezónně neočištěno), vysvětlující proměnnou je indikátor důvěry v obchodu (prostý průměr měsíčních hodnot, sezónně neočištěno). Po důkladné analýze jsme identifikovali model a odhadli jeho parametry – viz tabulka 5.

Tabulka 5 | Odhad parametrů modelu pro obchod (výstup z programu SCA)

SUMMARY FOR UNIVARIATE TIME SERIES MODEL -- OBCHOD100									
PARAMETER	VARIABLE	NUM./	FACTOR	ORDER	CONS-	VALUE	STD	T	
LABEL	NAME	DENOM.			TRAIINT		ERROR	VAL	
1	W0	OBCHODI	NUM.	1	0	NONE	358.7602	139.8195	2.
2	W1	OBCHODI	NUM.	1	1	NONE	402.1757	135.9826	2.
3	PHI4	OBCHOD	AR	1	4	NONE	-.3016	.1240	-2.
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . .					50				
R-SQUARE					.968				

Model jsme identifikovali ve tvaru

$$(1 - \varphi_4 B^4)Y_t = w_0 X_t + w_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

kde Y_t je běžně i sezónně diferencovaná řada hrubé přidané hodnoty obchodu, X_t je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry v obchodu. Odhadnutý model má tvar

$$(1 + 0,3016B^4)Y_t = 358,7602X_t + 402,1757X_{t-1} \quad (8)$$

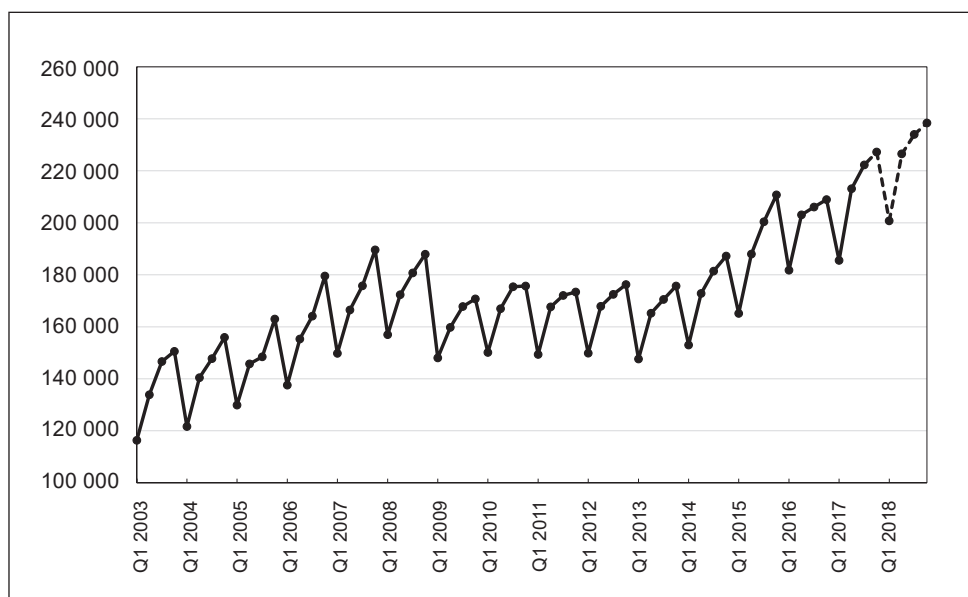
a je zřejmé, že se jedná o stejný tvar modelu jako v předchozím případě. Časová řada Y_t (hrubá přidaná hodnota obchodu) se řídí sezónním AR modelem (pouze sezónní parametr) a závisí na hodnotách časové řady X_t (indikátor důvěry v obchodu) jednak ve stejném časovém období t a v časovém období $t - 1$, tedy s časovým posunem o jeden časový úsek (o jedno čtvrtletí). Index determinace tohoto modelu je opět velmi vysoký (0,968). I tento model prošel úspěšně celou fází ověřování. Podívejme se na tabulku předpovědi – viz tabulka 6.

Vývoj čtvrtletních hodnot hrubé přidané hodnoty obchodu v letech 2003–2017 včetně předpovědi na základě výše prezentovaného modelu jsou uvedeny na obrázku 3. Z obrázku je opět patrné, že hodnoty předpovědi opět velmi dobře korespondují s celým vývojem časové řady.

Tabulka 6 | Předpovědi hodnot hrubé přidané hodnoty obchodu (mil. Kč, běžné ceny)

Rok	Čtvrtletí	Předpovědi	Směrodatné odchylky	Skutečnost
2017	Q4	227 222	4 197	233 147
2018	Q1	200 718	6 465	201 256
2018	Q2	226 468	8 123	229 075
2018	Q3	233 975	9 495	x
2018	Q4	238 360	12 247	x

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Obrázek 3 | Hrubá přidaná hodnota obchodu včetně předpovědí (mil. Kč, běžné ceny; předpověď je čárkovaně)

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Výsledek modelování párové závislosti hrubé přidané hodnoty odvětví (stavebnictví, průmysl, obchod) a indikátoru důvěry v daném odvětví dopadl dle očekávání a modely byly velmi podobné. Podařilo se nám prokázat závislost čtvrtletně (výběrově) zjišťovaných hodnot hrubé přidané hodnoty těchto odvětví na výsledcích konjunkturních průzkumů v daných odvětvích. Tento poznatek je velmi důležitý, neboť výsledky konjunkturních průzkumů jsou známy s předstihem a mohou sloužit nejen k odhadu samotné

čtvrtletní hodnoty ukazatele hrubé přidané hodnoty odvětví, ale mohou být vysvětlující proměnnou i pro odhad (měsíčního) indexu produkce odvětví.

Párovou závislost pro odvětví vybraných služeb zahrnutých do indikátoru důvěry ve vybraných službách²² jsme nemodelovali, protože nelze spolehlivě odhadnout hrubou přidanou hodnotu odvětví těchto vybraných služeb.

3.3.4 Hrubá přidaná hodnota národního hospodářství a hrubý domácí produkt

Nyní se pokusíme sestavit vícerozměrný model pro hrubou přidanou hodnotu národního hospodářství (HPH_{NH})²³ a pro HDP (v kupních cenách). Mezi těmito dvěma řadami existuje objektivně velmi silná závislost (korelační koeficient činí 0,99944), neboť rozdíl mezi oběma agregáty činí „jen“ čisté daně z produktů²⁴.

Vzhledem k významové shodě a silné podobnosti vývoje v čase obou agregátů lze předpokládat, že modely budou vycházet velmi podobně. Jako vysvětlující proměnné modelu jsme nyní zvolili indikátory důvěry ve sledovaných odvětvích. Věcně správnější je modelování a predikce HPH , neboť čisté daně z produktů se váží k vlastní produktivní činnosti jen zprostředkovaně.

Model pro hrubou přidanou hodnotu národního hospodářství

Vysvětlovanou proměnnou je HPH_{NH} (čtvrtletní hodnoty, mil. Kč, běžné ceny, sezónně neočištěno), vysvětlujícími proměnnými jsou indikátory důvěry v průmyslu, ve stavebnictví, v obchodě a ve vybraných službách (vždy prostý průměr měsíčních hodnot, sezónně neočištěno). Výsledky analýzy a identifikace modelu jsou uvedeny v tabulce 7.

Tabulka 7 | Odhad parametrů modelu pro HPH_{NH} (výstup z programu SCA)

SUMMARY FOR UNIVARIATE TIME SERIES MODEL -- HPH100									
PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONS- TRAINT	VALUE	STD ERROR	T VALUE	
1	W1	PRUMI	NUM.	1	1	NONE	1014.9841	263.8007	3.85
2	V0	STAVI	NUM.	1	0	NONE	534.9495	242.6969	2.20
3	V2	STAVI	NUM.	1	2	NONE	578.1244	242.8317	2.38
4	PHI3	HPH	AR	1	3	NONE	.2811	.1327	2.12
5	PHI4	HPH	AR	2	4	NONE	-.2716	.0963	-2.82
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . . .						47			
R-SQUARE						.994			

22 Výčet vybraných odvětví – viz poznámka pod čarou 19.

23 HPH národního hospodářství je rovněž hrubým domácím produktem v základních cenách.

24 Tento „oceňovací rozdíl“ nemění nic na interpretaci HDP, ale ovlivňuje poměrně významně jeho hodnotu; čisté daně z produktů tvoří přibližně 10 % HDP v kupních cenách.

Identifikovaný model je ve tvaru

$$(1 - \varphi_3 B^3)(1 - \varphi_4 B^4)Y_t = w_1 X1_t + v_0 X2_t + v_2 X2_{t-2} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

kde Y_t je běžně i sezónně diferencovaná řada HPH_{NH} , $X1_t$ je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry v průmyslu, $X2_t$ je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry ve stavebnictví. Odhadnutý model pak má tvar

$$(1 - 0,2811B^3)(1 + 0,2716B^4)Y_t = 1014,9841X1_{t-1} + 534,9495X2_t + 578,1244X2_{t-2}. \quad (10)$$

Při tvorbě modelu se neprokázala závislost HPH_{NH} na časových řadách indikátorů v obchodu a ve službách. Ty se v modelu tedy vůbec nevyskytují. Důvodem jejich statistické nevýznamnosti je zcela odlišný charakter průběhu časového vývoje indikátoru důvěry v obchodu a ve vybraných službách od vývoje HPH_{NH} ²⁵, i když vazba hrubé přidávané hodnoty obchodu a indikátoru důvěry v obchodu byla velmi těsná. Z uvedeného je zřejmé, že vliv „sentimentu“ ve výrobních odvětvích (průmyslu, stavebnictví) na vývoj HPH_{NH} je výrazně vyšší, než je tomu v případě obchodu a vybraných služeb.

Časová řada Y_t se řídí sezónním AR modelem (autoregresní parametr 3. řádu a sezónní parametr). Dále závisí na hodnotách časové řady $X1_t$ (indikátor důvěry v průmyslu) v časovém období $t - 1$, tedy s časovým posunem o jeden časový úsek (o jedno čtvrtletí), a na hodnotách časové řady $X2_t$ (indikátor důvěry ve stavebnictví) v časovém období t a $t - 2$ (tedy s časovým posunem o dvě čtvrtletí). Index determinace tohoto modelu je velmi blízký jedné (je roven 0,994, viz tabulka 7), což značí velmi silnou závislost mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Model pochopitelně prošel úspěšně celou fází ověřování. Podívejme se na tabulku předpovědí – viz tabulka 8.

Tabulka 8 | Předpovědi hodnot HPH_{NH} (mil. Kč, běžné ceny)

Rok	Čtvrtletí	Předpovědi	Směrodatné odchylky	Skutečnost
2017	Q4	1 192 400	10 938	1 192 696
2018	Q1	1 127 000	16 504	1 109 033
2018	Q2	1 225 100	22 356	1 196 118
2018	Q3	1 236 000	28 634	x
2018	Q4	1 269 000	37 950	x

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

25 Důvodem je bezpochyby i skutečnost, že HPH v obchodu je v podstatě jen obchodní marží a indikátor důvěry v obchodě je konstruován na základě sald opírajících se o hodnocení ekonomického vývoje na základě tržeb.

Grafická podoba průběhu časové řady čtvrtletní HPH_{NH} a provedené předpovědi je spolu s modelem pro předpověď HDP v obrázku 4.

Model pro hrubý domácí produkt

Vysvětlovanou proměnnou je HDP (čtvrtletní hodnoty, mil. Kč, běžné ceny, sezónně neočištěno), vysvětlujícími proměnnými v tomto vícerozměrném modelu jsou indikátory důvěry v průmyslu, stavebnictví, obchodu a ve vybraných službách (vždy prostý průměr měsíčních hodnot, sezónně neočištěno). Výsledky analýzy a identifikace modelu jsou prezentovány v tabulce 9.

Tabulka 9 | Odhad parametrů modelu pro HDP (výstup z programu SCA)

SUMMARY FOR UNIVARIATE TIME SERIES MODEL -- HDP100								
PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONS- TRAJNT	VALUE	STD ERROR	T VALUE
1 W1	PRUMI	NUM.	1	1	NONE	1157.8183	303.7328	3.81
2 V1	STAVI	NUM.	1	1	NONE	579.9619	277.6743	2.09
3 PHI3	HDP	AR	1	3	NONE	.4406	.1300	3.39
4 PHI4	HDP	AR	2	4	NONE	-.2873	.1042	-2.76
EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS . .					47			
R-SQUARE					.993			

Model jsme identifikovali ve tvaru

$$(1 - \varphi_3 B^3)(1 - \varphi_4 B^4)Y_t = w_1 X1_t + v_1 X2_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

kde Y_t je běžně i sezónně diferencovaná řada HDP, $X1_t$ je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry v průmyslu, $X2_t$ je běžně i sezónně diferencovaná řada indikátoru důvěry ve stavebnictví. Odhadnutý model je potom ve tvaru

$$(1 - 0,4406B^3)(1 + 0,2873B^4)Y_t = 1157,8183X1_{t-1} + 579,9619X2_{t-1}. \quad (12)$$

Model HDP je velmi podobný modelu HPH_{NH} , což jsme vzhledem ke vzájemné závislosti těchto agregátů očekávali. Stejně jako v modelu pro HPH_{NH} se neprokázala závislost HDP na časových řadách indikátorů v obchodu a ve vybraných službách (z důvodů uvedených výše); tyto vysvětlující proměnné se tedy v modelu nevyskytují. Časová řada Y_t se řídí sezónním AR modelem (autoregresní parametr 3. řádu a sezónní parametr) a v tomto ohledu se neliší od modelu pro HPH_{NH} . Dále závisí na hodnotách časové řady $X1_t$ (indikátor důvěry v průmyslu) v časovém úseku $t - 1$, tedy s časovým posunem o jeden časový úsek (o jedno čtvrtletí), a na hodnotách časové řady $X2_t$ (indikátor důvěry ve stavebnictví) v časovém období $t - 1$, tedy opět s časovým posunem o jeden časový úsek (o jedno

čtvrtletí). Index determinace tohoto modelu je blízký jedné (je roven 0,993, viz tabulka 9), což značí velmi silnou závislost mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Model pochopitelně prošel úspěšně celou fází ověřování. Modelem určené předpovědi jsou uvedeny v tabulce 10.

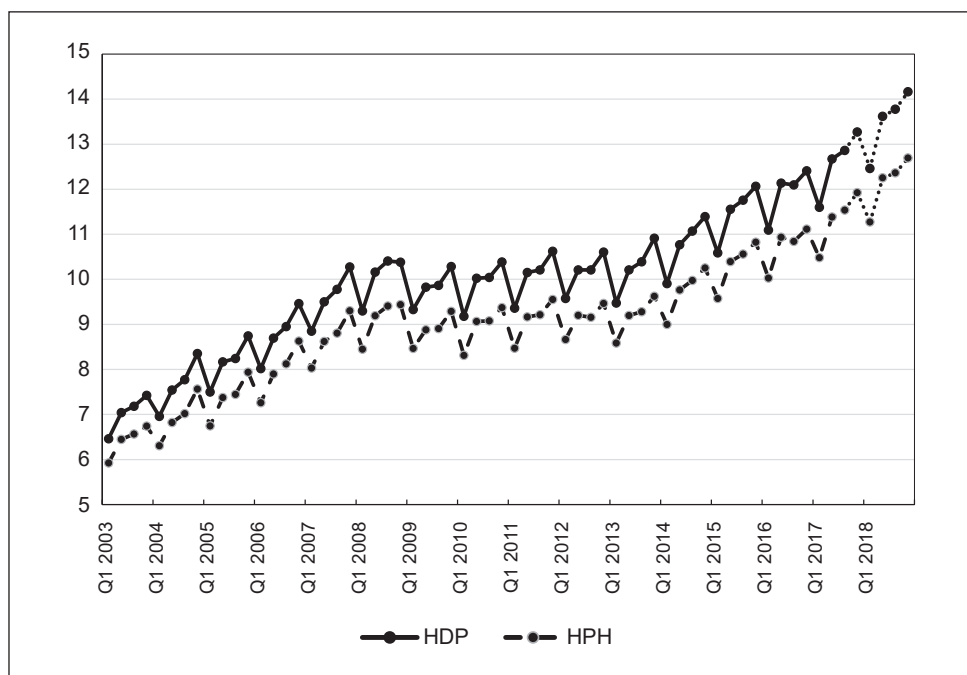
Tabulka 10 | Předpovědi hodnot HDP (mil. Kč, běžné ceny)

Rok	Čtvrtletí	Předpovědi	Směrodatné odchylky	Skutečnost
2017	Q4	1 326 800	12 747	1 333 647
2018	Q1	1 246 100	19 515	1 227 044
2018	Q2	1 361 700	25 478	1 330 946
2018	Q3	1 377 400	33 497	x
2018	Q4	1 416 000	45 018	x

Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Grafická podoba průběhu časové řady HPH_{NH} a HDP včetně modelem určených předpovědí je zachycena v obrázku 4.

Obrázek 4 | HPH_{NH} a HDP včetně předpovědí (předpovědi jsou tečkované)



Zdroj: www.czso.cz, vlastní výpočty

Měřítko na ose y bylo oproti předchozím obrázkům upraveno – údaje jsou pro lepší přehlednost grafu děleny 100 000 (jsou tedy uvedeny ve stovkách mld. Kč, běžných cen). Byť se zdají obě řady na první pohled totožné, neboť oba agregáty se liší pouze úrovní hodnot danou oceňovacím rozdílem (čistými daněmi z produktů), lze při pozornějším pohledu najít jisté rozdíly. Ty zřejmě způsobují, že modely pro obě řady nejsou úplně stejné.

Shrneme-li, lze říci, že se nám podařilo úspěšně sestrojít modely pro všechny vysvětlované proměnné. Kvalita modelů je značně vysoká, o čemž svědčí hodnoty indexů determinace ve všech modelech. Analýza ukázala velmi významnou vazbu hrubé přidané hodnoty odvětví na odvětvových indikátorech důvěry. To je nezanedbatelným poznatkem, který může pomoci zrychlit odhady čtvrtletních hodnot ukazatelů hrubé přidané hodnoty vybraných (a zároveň národohospodářsky nejdůležitějších) odvětví. Jako statisticky významné pro předpovědi HPH_{NH} a HDP se ukázaly vysvětlující proměnné indikátorů důvěry v průmyslu a ve stavebnictví. Časový předstih znalosti těchto indikátorů ve spojení s lineárně dynamickými modely nám umožňuje kvalitnější předpovědi čtvrtletních hodnot HPH_{NH} a HDP, než kdybychom používali klasické modely časových řad.

Závěr

Konjunkturní průzkumy jsou specifickým typem statistických zjišťování. Tato specifčnost je dána nejen tím, že se v nich nezjišťují pro statistiku typické kvantitativní informace o minulosti, ale kvalitativní informace o přítomnosti a budoucnosti. Tím je dáno i to, že tyto informace mají (resp. do jisté míry musejí mít) charakter subjektivní výpovědi. Subjektivita výpovědi je dána osobním názorem respondenta, který by ale na druhé straně měl být velmi dobře seznámen nejen se situací podniku, kde působí, ale i v celém odvětví a v národním hospodářství. Názory respondentů v konjunkturních průzkumech jsou tedy subjektivními názory odpovědných pracovníků podniků vycházejícími z objektivně daných ekonomických podmínek.

Specifický je v případě konjunkturních průzkumů i charakter jejich výsledků, vyjadřovaný pomocí konjunkturních sald vycházejících z rozdílu procenta optimistických a pesimistických odpovědí s tím, že ve většině otázek jsou odpovědi váženy velikostí podniku (měřeno tržbami, počtem zaměstnanců apod.). Tím je zajištěna větší váha odpovědí významných podniků na celkovém saldu k dané otázce v průzkumu. Souhrnnou informaci o situaci v daném odvětví lze pak získat shrnutím vybraných dílčích sald do indikátorů důvěry.

Konjunkturní průzkumy svojí výpovědí o přítomnosti a blízké budoucnosti jsou nezanedbatelným zdrojem informací a mohou velmi dobře sloužit jako vstupní proměnné do modelů odhadu budoucích čtvrtletních (popř. i měsíčních) hodnot makroekonomických ukazatelů (hrubá přidaná hodnota odvětví a národního hospodářství, HDP apod.). V modelování vztahu čtvrtletní hodnoty makroekonomických agregátů a měsíční hodnot vzešlých z konjunkturních průzkumů je nutné řešit nejen převod těchto měsíčních hodnot na čtvrtletní, ale i hledat nejvhodnější ukazatel ve funkci vysvětlujících proměnných.

Jimi mohou být konjunkturní salda odpovídající jednotlivým otázkám průzkumu či hodnoty indikátorů důvěry, kde jsou shrnuta salda pro dané odvětví nejvýznamnějších otázek průzkumu. Jako vstupní proměnné našich modelů jsme zvolili indikátory důvěry a měsíční hodnoty indikátorů důvěry jsme do čtvrtletních hodnot shrnuli prostým průměrem. To odpovídá specifickému charakteru výsledků konjunkturních průzkumů respektujících vždy realitu danou měsícem zjišťování a v čase se klouzavě posunující předpovědi na následující tři měsíce, která je součástí indikátorů důvěry ve všech sledovaných odvětvích.

V tomto článku jsme se pokusili o modelování předpovědi čtvrtletních hodnot hrubé přidané hodnoty vybraných odvětví (průmysl, stavebnictví, obchod) na základě indikátorů důvěry v těchto odvětvích a o předpovědi čtvrtletních hodnot HPH_{NH} a HDP na základě vícerozměrného modelu s využitím indikátorů důvěry vybraných odvětví. V případě párové i vícerozměrné závislosti jsme vycházeli z lineárně dynamického modelu, který je kombinací modelů ARIMA (příp. SARIMA) a regresní analýzy, kde se ovšem vysvětlované proměnné nemusí v modelu vyskytovat ve stejném časovém úseku jako proměnná vysvětlovaná (jedná se o časový posun). Předstih indikátorů důvěry umožňuje to, že do modelu není nutné zadávat hodnoty předpovědi vstupní řady těchto indikátorů, ale jako vstup se použijí rovnou napozorovaná data. Tato konstrukce zajišťuje vyšší přesnost předpovědi oproti klasickému postupu. Tímto přístupem se nám podařilo prokázat velmi těsnou párovou závislost mezi čtvrtletními hodnotami hrubé přidané hodnoty odvětví (průmysl, stavebnictví, obchod) a čtvrtletními průměry měsíčních hodnot indikátorů důvěry v odpovídajícím odvětví. Identifikované a odhadnuté modely mohou takto sloužit k rychlejším odhadům nejen čtvrtletních ukazatelů hrubé přidané hodnoty, ale i měsíčních ukazatelů indexů produkce vybraných odvětví.

Vícerozměrný model pro predikci čtvrtletních hodnot HPH národního hospodářství a HDP ukázal na závislost těchto hodnot na názorech na situaci v průmyslu a ve stavebnictví s identifikovaným časovým posunem. Vstupní proměnné (indikátory důvěry) za odvětví obchodu a vybraných služeb se ukázaly jako statistický nevýznamné a do modelu nebyly zahrnuty. Důvodem statistické nevýznamnosti indikátorů důvěry v obchodu a vybraných službách pro predikci vývoje HPH_{NH} a HDP je zcela odlišný vývoj časových řad těchto vysvětlujících proměnných od vývoje časových řad HPH_{NH} a HDP. To je výsledkem odlišného pohledu manažerů obchodních podniků a podniků služeb na hodnocení současné a budoucí situace v odvětví než v případě výrobních podniků. A zároveň je to i důkazem dominantního vlivu výrobních odvětví na vývoj české ekonomiky.

Poznatky prezentované v tomto článku jsou jedním z důkazů, že konjunkturní průzkumy jsou bohatým a spolehlivým zdrojem vstupních dat pro rychlé odhady výsledků národního hospodářství jako celku či jednotlivých odvětví; bohužel zdrojem stále málo využívaným. Výsledky, ke kterým jsme dospěli, by mohly alespoň znovu rozproudit diskusi na téma využití výsledků konjunkturních průzkumů ve statistické praxi zejména v souvislosti s požadavky na zkrácení lhůt publikování čtvrtletních odhadů tempa růstu HDP.

Literatura

- Abberger, K. (2005). *The Use of Qualitative Business Tendency Surveys for Forecasting Business Investment in Germany*. Ifo. Working Paper No. 13.
- Bessec, M. (2010). Etalonnage du taux de croissance du PIB français sur la base des enquêtes de conjoncture. *Économie et Prévision*, 193(2), 77–99, <https://doi.org/10.3406/ecop.2010.8036>
- Biau, O., Erkel-Rousse, H., Ferrari, N. (2006). Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomique: Exemple de la prévision de la production manufacturière. *Économie et Statistique*, 395–396(1), 91–116, <https://doi.org/10.3406/estat.2006.7133>
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C. (1994) *Time Series Analysis; Forecasting and Control*. 3rd Edition, New Jersey: Prentice Hall, Englewood Cliff. ISBN 9780130607744.
- Constantini, M. (2013). Forecasting the Industrial Production Using Alternative Factor Models and Business Survey Data. *Journal of Applied Statistics*, 40(10), 2275–2289, <https://doi.org/10.1080/02664763.2013.809870>
- Driver, C., Urga, G. (2004). Transforming Qualitative Survey Data: Performance Comparisons for the UK. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(1), 71–89, <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2004.00070.x>
- European Union (2016). *The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys*. EU, Brusel.
- Dubois, E., Michaux, E. (2006). Étalonnages à l'aide d'enquêtes de conjoncture : de nouveaux résultats. *Économie et Prévision*, 172(1), 11–28, <https://doi.org/10.3406/ecop.2006.7477>
- Fanouillet, J.-C., Salanié, B. (1990). Prévoir la consommation et la production grâce aux enquêtes de la conjoncture. *Economie et Statistique*, 234(1), 25–32, <https://doi.org/10.3406/estat.1990.5473>
- Fayolle, J. (1987). *Pratique contemporaine de l'analyse conjoncturelle*. Paris: Economica. ISBN 978-2717813685.
- Hansson, J., Jansson, P., Lof, M. (2005). Business Survey Data: Do They Help in Forecasting GDP Growth? *International Journal of Forecasting*, 21(2), 377–389, <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2004.11.003>
- INSEE (2007). *Enquête de conjoncture sur la situation et les perspectives dans l'industrie – méthodologie*. INSEE – Méthodes No.°117.
- Jobert, T., Persyn, L. (2012). Que nous apprennent les enquêtes de conjoncture dans l'industrie? *Revue d'économie industrielle*, 138, 39–64, <https://doi.org/10.4000/rei.5365>
- Klein, L. R., Ozmucur, S. (2010). The Use of Consumer and Business Surveys in Forecasting. *Economic Modelling*, 27(6), 1453–1462, <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.07.005>
- Lui, S., Mitchell, J., Weale, M. (2011). Qualitative Business Surveys: Signal or Noise? *Journal of the Royal Statistical Society*, 174(2), 327–348, <https://doi.org/10.1111/j.1467-985x.2010.00667.x>
- Martinsen, K., Ravazzolo, F., Wulfsgerg, F. (2014). Forecasting Macroeconomic Variables Using Disaggregate Survey Data. *International Journal of Forecasting*, 30(1), 65–77, <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2013.02.003>
- Mitchell, J., Smith, R. J., Weale, M. R. (2006). *A Bayesian Indicator of Manufacturing Output from Qualitative Business Panel Survey Data*. National Institute of Economic and Social research: Cambridge. Discussion Paper No. 261.

- OECD (2003). *Manuel des enquêtes de conjoncture auprès des entreprises*. Paříž: OECD.
- Pankratz, A. (1991). *Forecasting with Dynamic Regression Models*. New York: John Wiley & Sons. ISBN 978-0-471-61528-6.
- Pošta, V., Pikhart, Z. (2012). The Use of the Sentiment Economic Indicator for GDP Short-term Forecasting: Evidence from EU Economies. *Statistika*, 49(1), 41–55.
- Reynaud, M., Scherrer, S. (1996). *Une modelisation VAR de l'enquete mensuelle de conjoncture de l'INSEE dans l'industrie*. Ministere de l'économie, des finances et de l'industrie. Document de travail, No. 96–12.
- SCA Statistical System (1991). *Reference Manual for General Statistical Analysis*. USA: Scientific Associates Corp. Oak Brook.
- Stock, J. H., Watson, M. W. (2002). Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), 147–162, <https://doi.org/10.1198/073500102317351921>