



CENTRUM
EKONOMIKY
REGULOVANÝCH
ODVĚTVÍ

ODHAD CENOVÉ ELASTICITY POPTÁVKY PO BENZÍNU A NAFTĚ V ČESKÉ REPUBLICE

ZPRACOVÁNO PRO: MINISTERSTVO PRŮMYSLU A OBCHODU ČR

BŘEZEN 2019

OBSAH

1	Manažerské shrnutí.....	4
1.1	Úvod.....	4
1.2	Zdrojová data a přístup k řešení	4
1.3	Výsledky odhadu cenové elasticity	6
1.3.1	Benzín.....	6
1.3.2	Nafta.....	6
2	Analytická část	7
2.1	Odhad cenové elasticity poptávky po benzínu	8
2.1.1	Úprava dat.....	8
2.1.2	Vizualizace dat.....	8
2.1.3	Stacionarita řad, úprava proměnných, otázka kointegrace a kauzality	17
2.1.4	Multikolinearita a sezónnost	18
2.1.5	Definice a odhad modelu	18
2.2	Odhad cenové elasticity poptávky po naftě	20
2.2.1	Úprava dat.....	20
2.2.2	Vizualizace dat.....	20
2.2.3	Stacionarita řad, úprava proměnných, otázka kointegrace a kauzality	23
2.2.4	Multikolinearita a sezónnost	24
2.2.5	Definice a odhad modelu	24
3	Přílohy	26
3.1	Benzín – Testy stacionarity (výsledek testu netransformovaných proměnných)	26
3.2	Benzín – Korelační matice	26
3.3	Benzín – Plná reprezentace odhadu	27
3.4	Benzín – Normalita, heteroskedasticita a autokorelace reziduí odhadu	28
3.5	Benzín – Robustní odhad modelu	30
3.6	Nafta – Testy stacionarity (výsledek testu netransformovaných proměnných)	31
3.7	Nafta – Korelační matice	31
3.8	Nafta – Plná reprezentace odhadu	32

3.9	Nafta – Normalita, heteroskedasticita a autokorelace reziduí odhadu.....	33
3.10	Nafta – Odhad se zpožděnou vysvětlovanou proměnnou.....	35
4	Literatura	37

Seznam tabulek

Tabulka 1	Zdrojová data pro odhad cenové elasticity	7
Tabulka 2	Dopočet čtvrtletních dat pro spotřebu benzínu	9
Tabulka 3	Odhad modelu – benzín	19
Tabulka 4	Dopočet čtvrtletních dat pro spotřebu nafty	20
Tabulka 5	Odhad modelu – nafta.....	25

Seznam obrázků

Obrázek 1	Spotřeba benzínu.....	9
Obrázek 2	Cena benzínu	10
Obrázek 3	Cena benzínu a spotřeba benzínu	10
Obrázek 4	Celkový počet aut	11
Obrázek 5	Nákladní přeprava.....	12
Obrázek 6	Osobní přeprava (kromě MHD)	13
Obrázek 7	Osobní přeprava (MHD).....	14
Obrázek 8	HDP na obyvatele	15
Obrázek 9	Průměrná hrubá měsíční mzda.....	15
Obrázek 10	Inflace	16
Obrázek 11	Měnový kurz USD/CZK.....	17
Obrázek 12	Spotřeba nafty	21
Obrázek 13	Cena nafty.....	21
Obrázek 14	Cena nafty a spotřeba nafty	22
Obrázek 15	Celkový počet osobních a nákladních aut.....	23

1 MANAŽERSKÉ SHRNUÍ

1.1 ÚVOD

Tato studie odhadu cenové elasticity poptávky po benzínu a naftě v České republice (dále též „Studie“) byla zpracována na základě smlouvy mezi Vysokou školou ekonomickou v Praze a Ministerstvem průmyslu a obchodu České republiky ze dne 28. 1. 2019.

Cílem Studie je odhad cenové elasticity poptávky po pohonných hmotách, konkrétně po benzínu a naftě. **Cenová elasticita poptávky po určitém statku obecně vyjadřuje, jak spotřebitelé reagují na změnu ceny tohoto statku.** V tomto případě, jak se změni spotřeba pohonných hmot, když se jich cena změni o procento (dojde k procentnímu nárůstu ceny).

Cenovou elasticitu poptávky e_{pd} lze vyjádřit vztahem:

$$e_{pd} = \frac{\frac{d(c)}{c}}{\frac{d(p)}{p}},$$

kde $\frac{d(c)}{c}$ je růst nebo pokles spotřeby vyvolaný růstem nebo poklesem ceny $\frac{d(p)}{p}$.

Význam cenové elasticity lze spatřit především ve schopnosti predikce změny chování spotřebitele (odhadu jeho reakce) v závislosti na změně ceny. Jde přitom o reakci ceteris paribus (za jinak stejných podmínek).

1.2 ZDROJOVÁ DATA A PŘÍSTUP K ŘEŠENÍ

Pro korektní odhad je třeba kontrolovat reakci spotřebitele (změnu spotřeby) s ohledem na ostatní specifické vlivy, které mohou tuto spotřebu ovlivnit. Jde o kontrolní proměnné, které typicky vstupují do poptávky – důchod spotřebitelů, ceny ostatních statků a další vlivy.

Za tímto účelem byly v souladu se závěry vyplývajícími z relevantní literatury a obdobných výzkumů v zahraničí identifikovány další exogenní proměnné kromě ceny¹, které poptávku, resp. spotřebu pohonných hmot, ovlivňují.

Jedná se o:

- počet aut,
- výkony nakladní a osobní silniční přepravy včetně městské hromadné dopravy (MHD),

¹ Exogenní proměnná je nazývána také vysvětlující proměnnou. Jde o nezávislou proměnnou, jejímž chováním se v regresním modelu vysvětluje chování závisle proměnné (endogenní proměnná), kterou je v našem případě spotřeba pohonných hmot.

- hrubý domácí produkt (HDP) na obyvatele,
- průměrnou nominální hrubou měsíční mzdu,
- nominální měnový kurz USD/CZK,
- inflaci.

Pro účely Studie byla použita **sezónně neočištěná čtvrtletní data výše uvedených proměnných v časové řadě let 2001 až 2017**.² Sezónnost dat byla záměrně ponechána kvůli zachycení sezónních vlivů ve spotřebě a časových trendech.

Vizualizace dat (zobrazení vstupních dat v grafech) i testy stacionarity prokázaly nestacionaritu dat vstupních proměnných, tedy skutečnost, že nedochází k oscilaci dat kolem dlouhodobého průměru, rozptyl dat není konstantní v čase a je vidět časový trend dat. Pro účely dalšího odhadu tak bylo nutné data logaritmicky transformovat a provést jejich první diferenci (tj. proměnné byly dynamizovány). Jde o standardní úpravu v obdobných studiích, takto upravené proměnné jsou již stacionární. Diferencované hodnoty proměnných zároveň charakterizují růsty jednotlivých proměnných, což de facto odpovídá účelu této Studie (cílem Studie je odhad cenové elasticity poptávky, která pracuje s růsty proměnných (elasticita je definována jako reakce růstu spotřeby na růst ceny)).

V dalším kroku byly vyloučeny ty exogenní proměnné, které mezi sebou mají příliš těsnou závislost a mohlo by tak dojít ke zkreslení v odhadu koeficientů regresního modelu (tzv. multikolinearita). Zde se jako problematická ukázala vysoká korelace mezi proměnnými “HDP na obyvatele” a “průměrná měsíční mzda”. Vzhledem k širšímu pojetí byl tak v regresním modelu upřednostněn ukazatel HDP na obyvatele na úkor průměrné měsíční mzdy – HDP na obyvatele ukazuje dynamiku celé ekonomiky nejen kupní sílu domácností.

Odhadovaný model (regresní rovnice) je obdobný pro benzín i naftu. Pro odhad koeficientů regresního modelu byla využita standardní metoda nejmenších čtverců (metoda OLS). Samotný odhad byl proveden v analytickém softwarovém nástroji STATA³.

- Ekonometrický regresní model pro odhad cenové elasticity poptávky po benzínu má podobu:

$$SB_t = b_0 + b_i X_i + b_j s_j + \varepsilon,$$

kde SB je růst spotřeby benzínu, X_i je vektor vysvětlujících proměnných, s_j jsou dummy proměnné pro jednotlivá čtvrtletí⁴, b_i a b_j jsou odhadované koeficienty, b_0 je konstanta a ε je náhodná chyba modelu.

² Zdroje dat jsou uvedeny v analytické části Studie.

³ STATA je statistický software pro správu, analýzu, zobrazování dat a simulace, který byl vytvořený firmou StataCorp.

⁴ V ekonometrických modelech se často mezi vysvětlujícími proměnnými vyskytují veličiny, které nelze číselně vyjádřit měřením. Přítomnost těchto veličin je nicméně často velmi důležitá s ohledem na to, že tyto veličiny často vykazují významný vliv na závisle proměnnou. Tyto proměnné se zařazují jako umělé (dummy) proměnné mezi ostatní proměnné. Dummy proměnné se používají zejména v modelech založených na časových řadách k pořízení sezónnosti:

-
- Ekonometrický regresní model pro odhad cenové elasticity poptávky po naftě má podobu:

$$SN_t = b_0 + b_i X_i + b_j s_j + \varepsilon,$$

kde SN je růst spotřeby nafty, X_i je vektor vysvětlujících proměnných, s_j jsou dummy proměnné pro jednotlivá čtvrtletí, b_i a b_j jsou odhadované koeficienty, b_0 je konstanta a ε je náhodná chyba modelu.

1.3 VÝSLEDKY ODHADU CENOVÉ ELASTICITY

1.3.1 BENZÍN

Výsledky odhadu ukazují, že spotřebu benzínu statisticky významně ovlivňuje jeho cena, dále vývoj ekonomiky vyjádřený pomocí růstu HDP na obyvatele a sezónnost.⁵ Tyto závěry jsou konzistentní s teorií.

Odhadovaná cenová elasticita poptávky po benzínu je -0,2052, tedy procentní růst ceny benzínu se projeví 0,2052% poklesem jeho spotřeby. Spotřebitelé a firmy tedy ve spotřebě benzínu reagují výrazně nepružně na změnu ceny, což je plně v souladu s odhadem cenové elasticity poptávky v jiných evropských státech.⁶

Detailní výsledky odhadu jsou uvedeny v části 2.1.5.

1.3.2 NAFTA

Na rozdíl od benzínu odhad cenové elasticity poptávky po naftě ukázal, že **mezi cenou nafty a její spotřebou není statisticky významná závislost.** Jako statisticky významný se jeví opět zejména vývoj ekonomiky, vyjádřený růstem HDP na obyvatele. U nafty tedy nebylo možné jednoznačně určit cenovou elasticitu poptávky, vývoj spotřeby je závislý zejména na vývoji ekonomiky, případně na dalších zde nepozorovaných vlivech. Detailní výsledky odhadu jsou uvedeny v části 2.2.5.

⁵ Čím vyšší je hodnota koeficientu, tím vyšší je závislost poptávky.

⁶ Bakhat et al (2013), Danesin a Linares (2015), Odeck a Johansen (2016), Zeleke (2016), Hössinger et al (2017) aj.

2 ANALYTICKÁ ČÁST

Tato část je detailním popisem, resp. technickou dokumentací provedené analýzy. Prezентuje jednotlivé kroky analýzy, dosažené výsledky a jejich interpretaci. Dodatečné výstupy a výsledky statistických testů jsou pak uvedeny v přílohách.

Zdrojová data

V rámci zpracování analýzy byla použita zdrojová data, která jsou uvedena v následující tabulce.

Tabulka 1 Zdrojová data pro odhad cenové elasticity

Ukazatel	Členění	Zdroj
Počet obyvatel	Čtvrtletní (1992-2018)	Český statistický úřad
Cena nafty	Měsíční (1989-2018)	Ministerstvo průmyslu a obchodu České republiky
Cena benzínu	Měsíční (1989-2018)	Ministerstvo průmyslu a obchodu České republiky
Průměrná hrubá nominální měsíční mzda	Čtvrtletní	Česká národní banka (ARAD)
Nominální měnový kurz USD/CZK	Měsíční (1993-2018)	Česká národní banka (ARAD)
Inflace	Měsíční (1995-2018)	Česká národní banka (ARAD)
Počet osobních aut na benzín	Čtvrtletní (1994-2017)	Ministerstvo dopravy České republiky
Počet osobních aut na naftu	Čtvrtletní (1994-2017)	Ministerstvo dopravy České republiky
Počet nákladních aut a tahačů na naftu	Čtvrtletní (1994-2017)	Ministerstvo dopravy České republiky
Počet nákladních aut a tahačů na benzín	Čtvrtletní (1994-2017)	Ministerstvo dopravy České republiky
Přepravní výkony autobusové dopravy (počet přepravených osob, oskm)	Čtvrtletní (1998-2018)	Český statistický úřad
Přepravní výkony autobusové dopravy MHD (počet přepravených osob, oskm)	Čtvrtletní (2001-2018)	Ministerstvo dopravy České republiky
Přepravní výkony nákladní dopravy (objem přepravy v t, tkm)	Čtvrtletní (1998-2018)	Český statistický úřad
Hrubý domácí produkt (HDP)	Čtvrtletní (1995-2018)	Česká národní banka (ARAD)

Ukazatel	Členění	Zdroj
Spotřeba nafty	Roční (1992-2007)	Česká asociace petrolejářského průmyslu a obchodu
	Čtvrtletní (2008-2018)	Eurostat
Spotřeba benzínu	Roční (1992-2007)	Česká asociace petrolejářského průmyslu a obchodu
	Čtvrtletní (2008-2018)	Eurostat

Zdrojová data v měsíčním členění byla obvyklým statistickým postupem převedena na data s čtvrtletním členěním (aritmetický průměr měsíčních dat za čtvrtletí nebo součet měsíčních dat za čtvrtletí podle povahy exogenní proměnné).

2.1 ODHAD CENOVÉ ELASTICITY POPTÁVKY PO BENZÍNU

2.1.1 ÚPRAVA DAT

Základní úprava dat obsahovala:

- U některých proměnných nebyla k dispozici data za rok 2018 (např. počet aut), proto bylo nutné analyzované období omezit pouze na roky 2001 až 2017.
- Úprava a dopočetní údajů o inflaci (při zpracování inflačních údajů použil Český statistický úřad dvě rozdílné metodiky, data musela být proto přepočítána).
- Dopčetní chybějících čtvrtletních dat u spotřeby pohonných hmot (viz níže).

2.1.2 VIZUALIZACE DAT

Spotřeba benzínu a cena benzínu

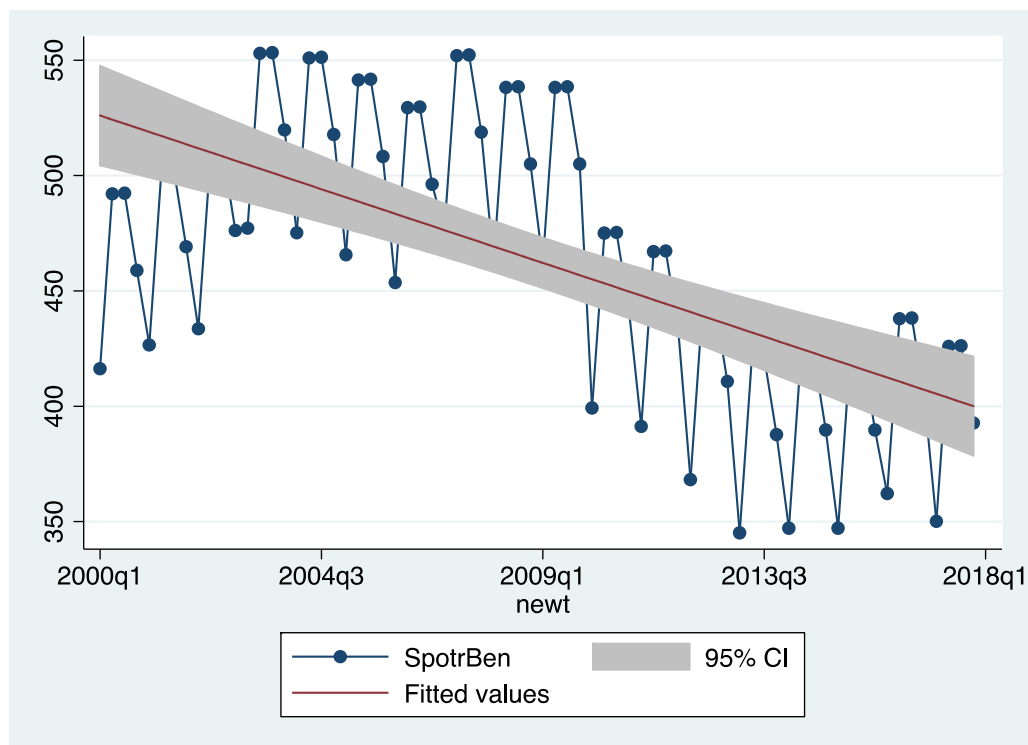
Závislost mezi spotřebou pohonných hmot (ať už nafty či benzínu) a jejich cenou je pochopitelně klíčová pro určení cenové elasticity poptávky po pohonných hmotách.

Spotřeba benzínu nebyla až do konce roku 2007 uváděna čtvrtletně, ale pouze v ročním členění. Data bylo proto nutné zpětně interpolovat podle čtvrtletních dat dostupných od roku 2008 (lineární regrese na základě průměrů a čtvrtletních dummy u řady s dostupnými čtvrtletními údaji, zpětné dopočítání dat pro jednotlivá čtvrtletí let 2001 až 2007 na základě znalostí průměrů a čtvrtletního kolísání). Odhad, který byl použit pro dopočetní chybějících čtvrtletních dat, ilustruje tabulka 2. Lze se domnívat, že odhad je poměrně přesný a kopíruje situaci v letech, kdy čtvrtletní data již k dispozici jsou. To ostatně dokládá i graf na obrázku 1 (pattern v období do roku 2008, do kdy jsou známy jen roční průměry, je velmi podobný patternu po roce 2008, kde již máme k dispozici čtvrtletní údaje).

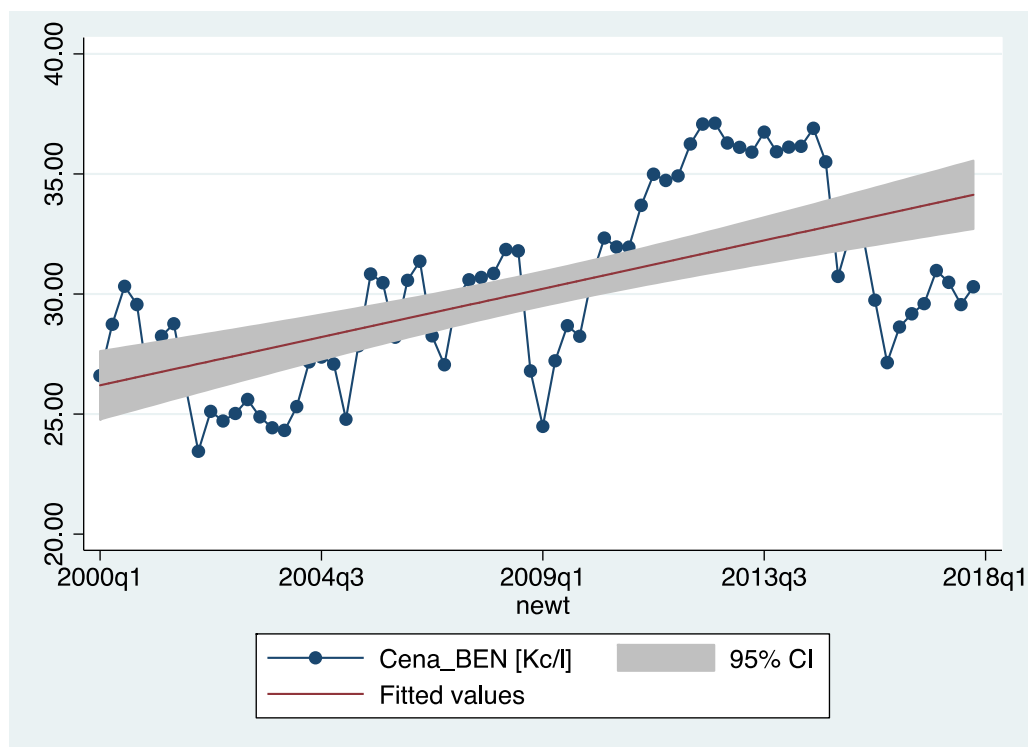
Tabulka 2 Dopočet čtvrtletních dat pro spotřebu benzínu

Source	SS	df	MS	Number of obs = 40		
Model	113687.556	4	28421.889	F(4, 35)	=	203.56
Residual	4886.81917	35	139.623405	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.9588
				Adj R-squared	=	0.9541
				Root MSE	=	11.816
spotebaBen~t	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
q1	-42.6	5.284381	-8.06	0.000	-53.32786	-31.87214
q2	33.2	5.284381	6.28	0.000	22.47214	43.92786
q3	33.5	5.284381	6.34	0.000	22.77214	44.22786
q4	0	(omitted)				
var28	1.002543	.0433296	23.14	0.000	.9145789	1.090507
_cons	-7.299229	19.10046	-0.38	0.705	-46.07522	31.47676

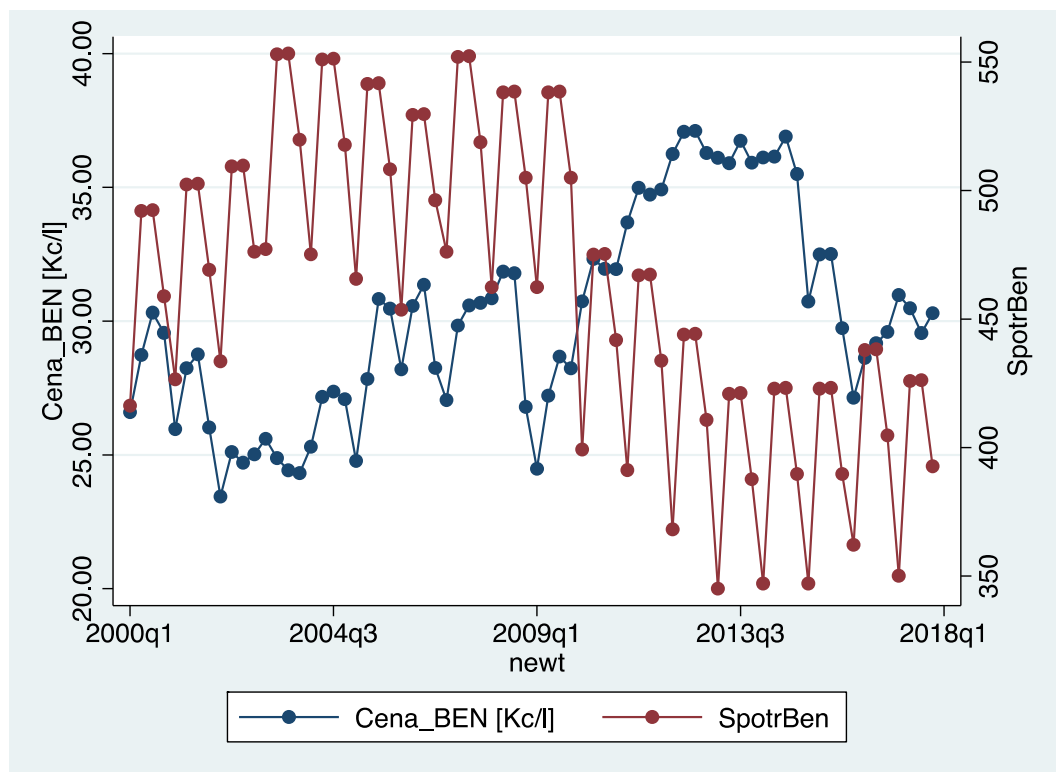
Obrázek 1 Spotřeba benzínu



Obrázek 2 Cena benzínu



Obrázek 3 Cena benzínu a spotřeba benzínu

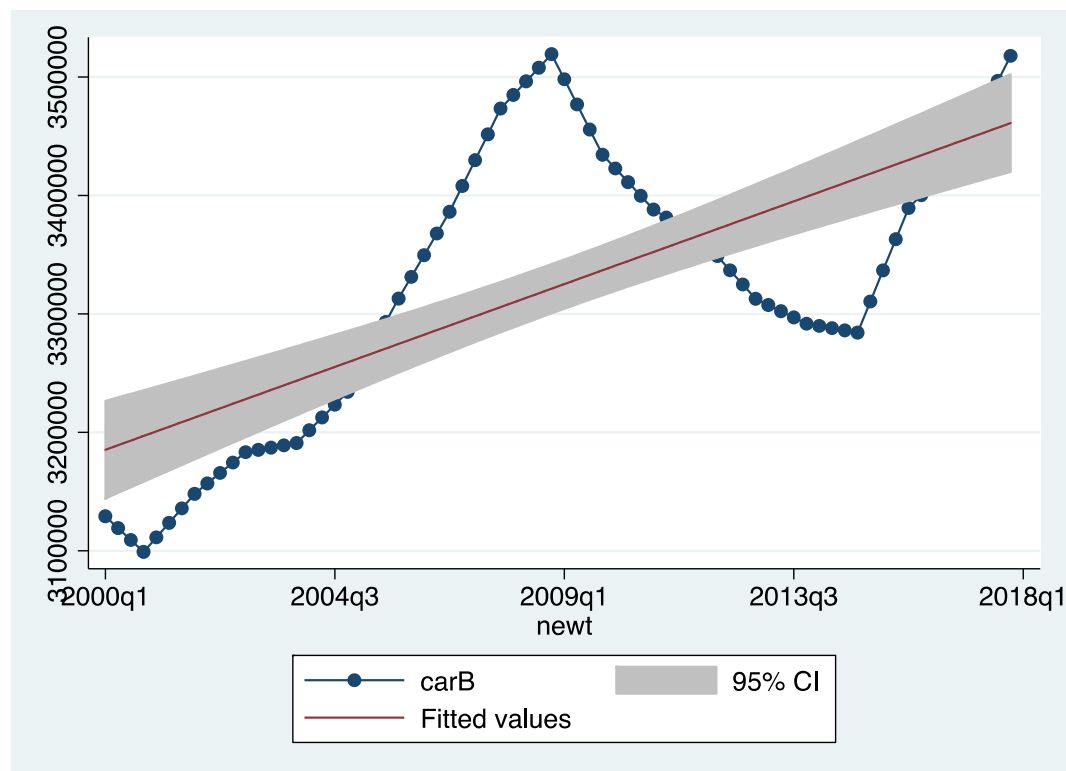


U obou časových řad proměnných (cena a spotřeba benzínu) je zjevná sezónnost a nestacionarita (nedochází k oscilaci kolem dlouhodobého průměru, rozptyl není konstantní v čase, je vidět časový trend).

Počet benzínových aut

Počet aut (celkově počet všech benzínových aut, protože zcela dominují osobní vozy, podíl ostatních typů je zanedbatelný) je zařazen jako proměnná ovlivňující poptávku, a tedy i cenu pohonných hmot. Lze předpokládat, že se zvýšením počtu automobilů poroste celková spotřeba pohonných hmot, což může tlačit ceny za jinak stejných podmínek vzhůru. Opačnou kauzalitu (tj. pokles cen vyvolá větší poptávku po autech a poroste jejich počet) nepředpokládáme.

Obrázek 4 Celkový počet aut

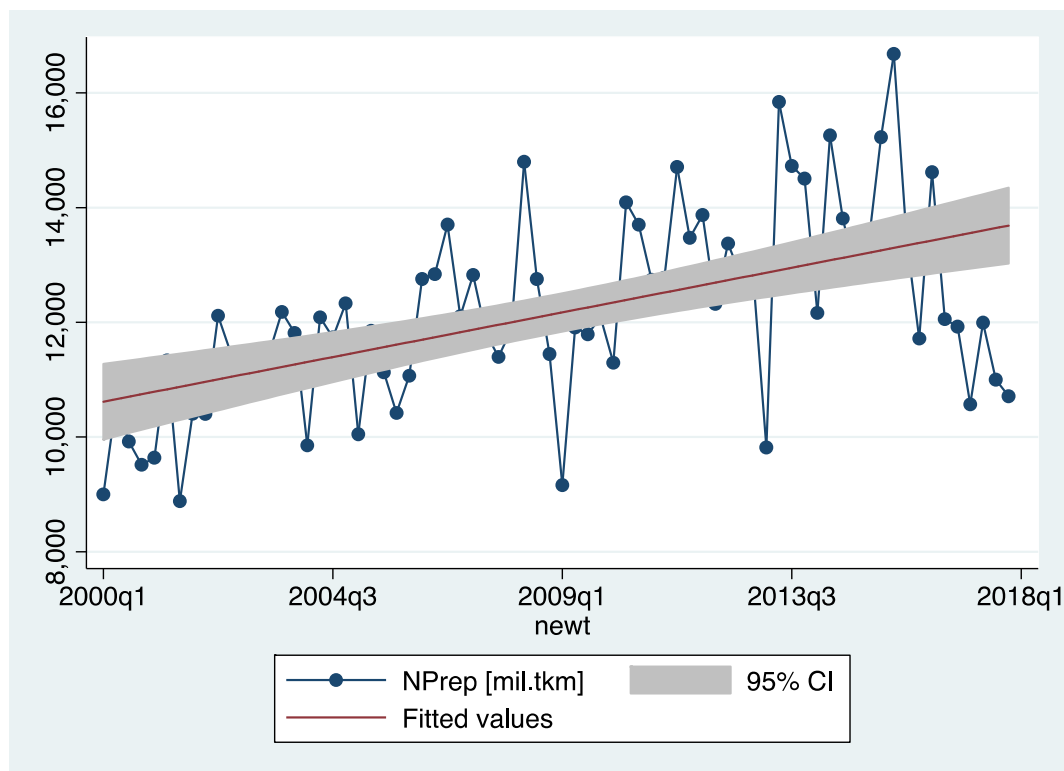


U počtu osobních aut sezónnost nepozorujeme. Řada je opět nestacionární, patrně obsahuje časový trend.

Výkony nákladní přepravy (v tunokilometrech)

Výkony nákladní přepravy (tunokilometry) jsou uvedeny v rozdílných jednotkách, než v jakých jsou uvedeny výkony osobní přepravy (osobokilometry), proto je třeba druhy dopravy rozlišit. Obdobně jako v předchozím případě lze předpokládat, že vyšší intenzita dopravy, tj. větší množství najetých kilometrů, bude vytvářet tlak na růst spotřeby a cen pohonných hmot. Kauzalita může být nicméně i obrácená (snížení cen vyvolá substituční efekt) – tato problematika nicméně nespadá do cíle Studie, kdy zjednodušeně předpokládáme kauzalitu jednocestnou.

Obrázek 5 Nákladní přeprava

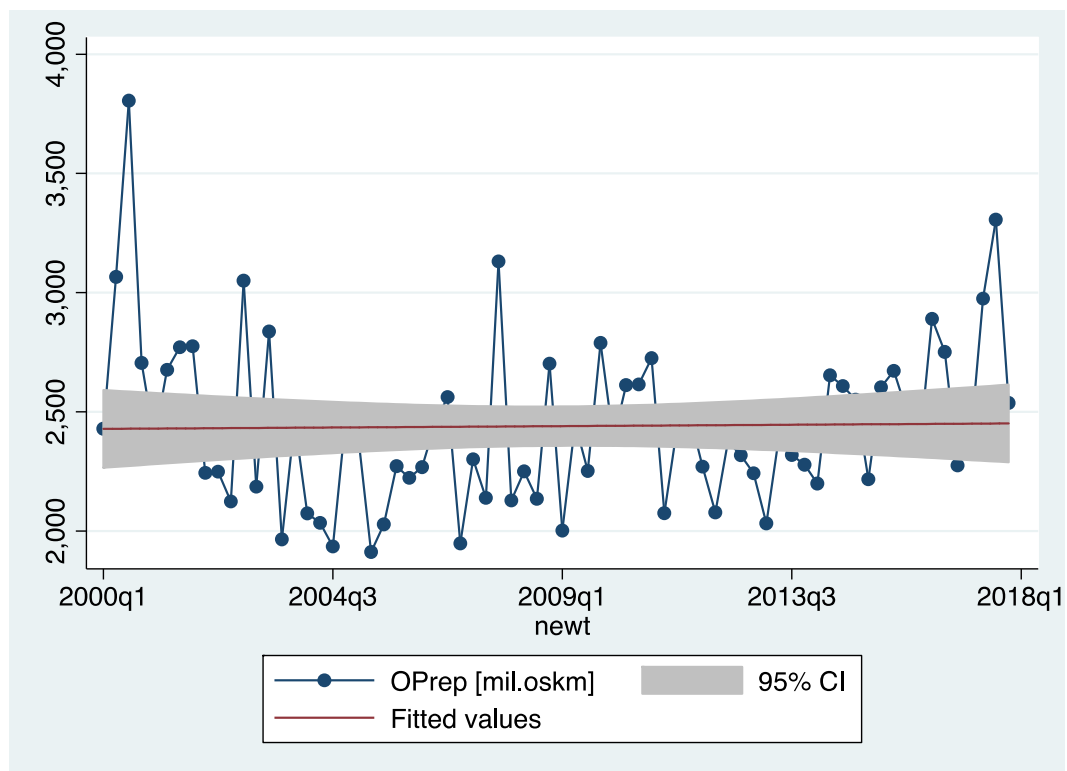


Opět lze pozorovat sezónnost a nestacionaritu.

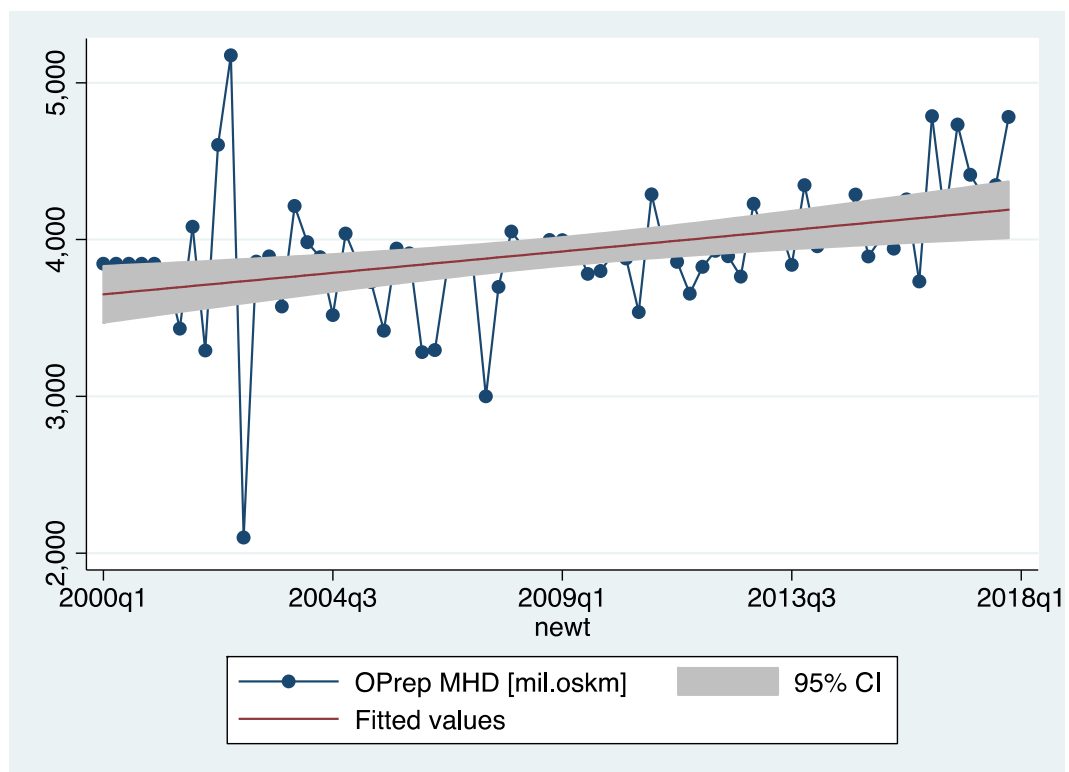
Výkony osobní přepravy

Výkony osobní přepravy jsou uvedeny v osobokilometrech, a to zvlášť pro přepravu osob v městské hromadné dopravě (MHD) a pro ostatní přepravu osob v silniční dopravě.

Obrázek 6 Osobní přeprava (kromě MHD)



Obrázek 7 Osobní přeprava (MHD)

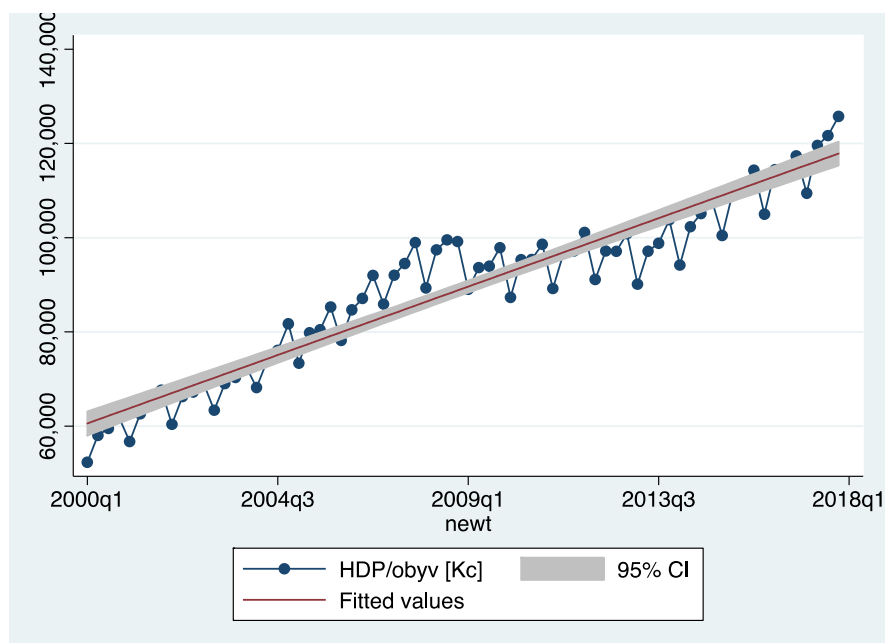


U osobní dopravy nelze jednoznačně konstatovat nestacionaritu zdrojových dat, zejména u osobní přepravy MHD se zdá, že jsou data spíše stacionární.

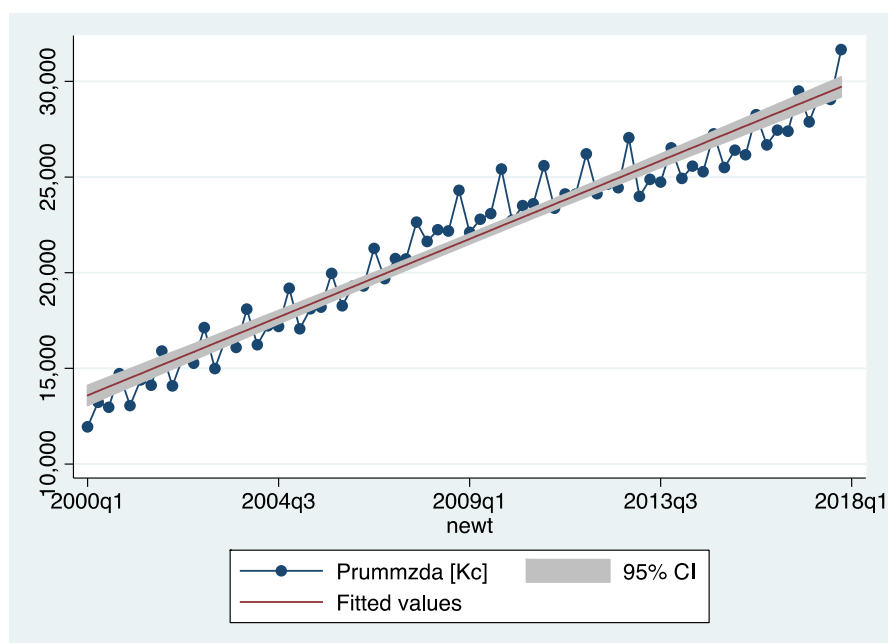
HDP na obyvatele a průměrná hrubá měsíční mzda

Jde o proměnné, které ovlivňují opět stranu poptávky. Lze předpokládat, že s růstem HDP a potažmo mezd dochází k tlaku na růst spotřeby všech statků, včetně pohonných hmot. To může následně vytvářet tlak na růst ceny. V případě HDP na obyvatele i nominálních mezd je opět evidentní sezónnost a nestacionarita těchto vysvětlujících proměnných.

Obrázek 8 HDP na obyvatele



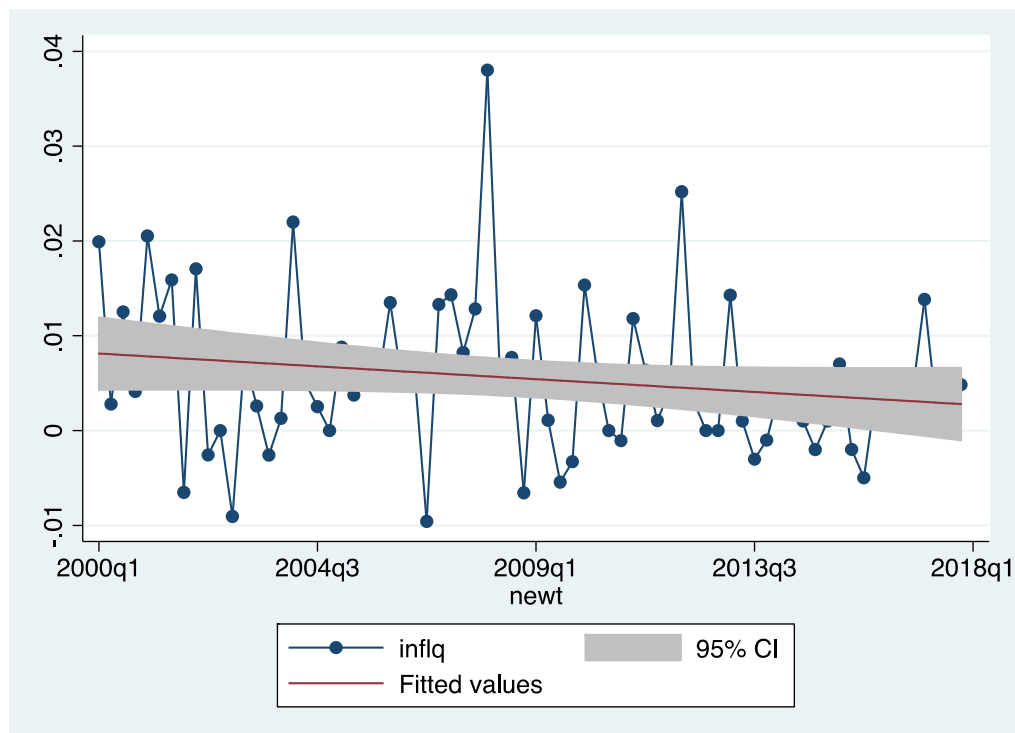
Obrázek 9 Průměrná hrubá měsíční mzda



Inflace (kvartální inflace)

Inflace je do podobných modelů standardně zařazována, a to přesto, že se ceny pohonných hmot v inflaci nutně promítají. Inflace nicméně podchycuje celkový cenový vývoj v ekonomice, tedy kontroluje vývoj cen ostatních statků.

Obrázek 10 Inflace

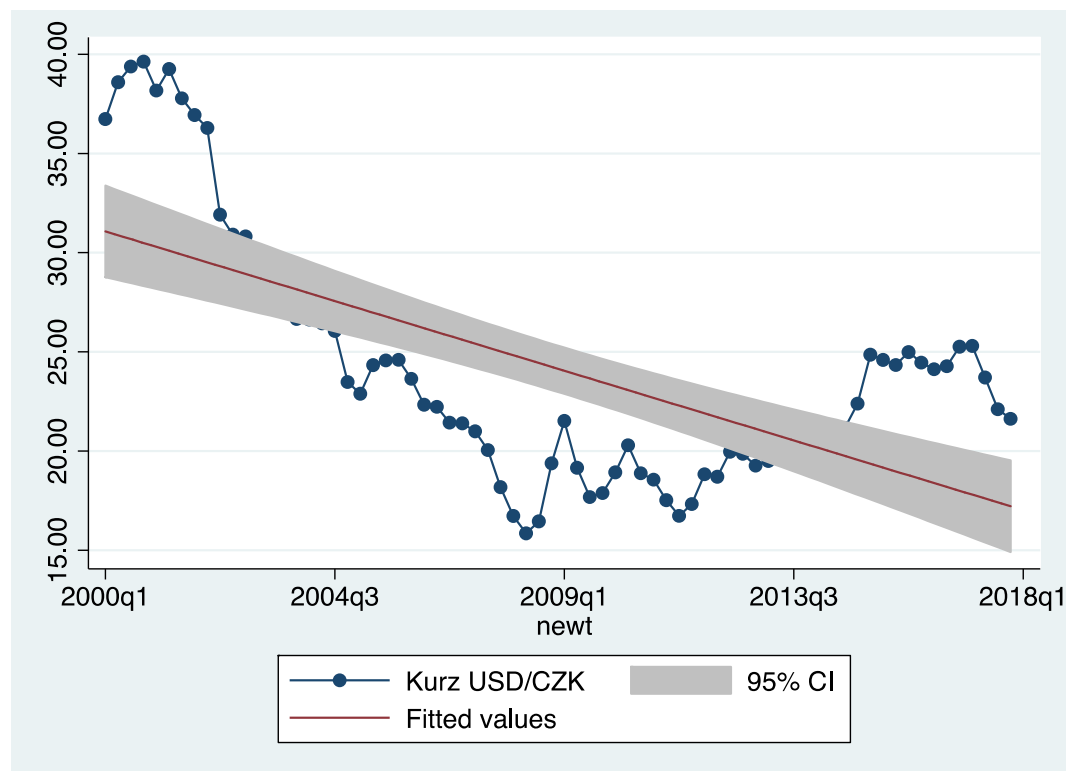


Inflace je již dynamická veličina (jde o mezikvartální růst CPI – index spotřebitelských cen), a je proto patrně stacionární.

Nominální měnový kurz USD/CZK

Ropa a na ni navázané pohonné hmoty je standardně navázána na USD, kdy oslabení USD se obvykle promítá v poklesu ceny pohonných hmot.

Obrázek 11 Měnový kurz USD/CZK



Měnový kurz je patrně nestacionární, nicméně nepodléhá sezónním výkyvům.

2.1.3 STACIONARITA ŘAD, ÚPRAVA PROMĚNNÝCH, OTÁZKA KOINTEGRACE A KAUZALITY

Jak ukázala vizualizace dat, časové řady často obsahují trend, tedy jsou nestacionární. Nestacionarita byla ověřena standardním ADF testem (viz Příloha 3.1). Jde o test obvykle předpokládající časový trend – pokud byl viditelný z vizualizace. Zpoždění bylo určeno podle Akaike kritéria, maximální zpoždění bylo nastaveno na 4 čtvrtletí). Test prokázal stacionaritu u inflace, která je už z podstaty dynamickou proměnnou a její stacionarita byla patrná již z grafické reprezentace. Další stacionární proměnnou byla osobní přeprava MHD, což bylo opět patrné z grafické reprezentace. Ostatní proměnné se ukázaly jako nestacionární. Nestacionární proměnné bylo nutné transformovat, bylo přikročeno k logaritmisaci proměnných a jejich první diferenci (tj. proměnné byly dynamizovány). Jde o standardní úpravu v obdobných studiích, která je v souladu s cílem analýzy – odhadem cenové elasticity poptávky. Tato dynamická transformace byla z logiky věci provedena i u proměnné osobní přeprava MHD. Takto upravené proměnné jsou již stacionární (u některých proměnných jako např. růst počtu aut je řada stacionární s tzv. driftem).

Proměnné jsou téměř ve všech případech integrovány stupněm 1, tj. $I(1)$, nabízí se tedy možnost otestování kointegrace mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Nicméně vzhledem k tomu, že cílem studie je odhad cenové elasticity poptávky, která pracuje s růsty proměnných (elasticita je definována jako reakce růstu spotřeby na růst ceny) a jasně daným směrem kauzality, nemá kointegrace a případná konstrukce VAR či podobného modelu valný smysl. Pochopitelně tato cesta by byla možná v případě, kdy by cílem studie bylo postihnout hlubší strukturální vazby včetně dlouhodobých závislostí (ECM model) a obousměrných kauzálních vztahů. To nicméně není cílem této Studie.

2.1.4 MULTIKOLINEARITA A SEZÓNNOST

Jak již bylo konstatováno v části vizualizace dat, většina časových řad vykazuje sezónnost. Očištění od sezónních vlivů nicméně není vzhledem k cíli analýzy vhodné – naopak je třeba analyzovat vliv sezónnosti na vývoj cen pohonných hmot a sezónnost promítnout i do predikce budoucího vývoje. V dalším postupu je sezónnost zahrnuta do ekonometrického modelu pomocí umělých (dummy) proměnných, nicméně i nadále se pracuje se sezónně neočištěnými daty.

Standardním krokem v analýze ekonometrického modelu je studium vzájemných závislostí proměnných, které mohou ovlivňovat vývoj cen pohonných hmot. Jde zejména o identifikaci příliš těsných závislostí, kdy v takovémto případě by bylo nutné jednu z proměnných vyloučit a předejít tak nekorektnímu odhadu koeficientů ekonometrického modelu (tzv. multikolinearita vysvětlujících proměnných). Korelační matice vysvětlujících proměnných je uvedena v Příloze 3.2. Hraničně těsná závislost se ukazuje mezi proměnnými růst nominální mzdy a růst nominálního HDP na obyvatele a proměnnými růst nominálního HDP na obyvatele a růst spotřeby benzínu (zde ještě na teoreticky únosné úrovni). Vzhledem k tomu, že je HDP na obyvatele širším ukazatelem, který ukazuje na dynamiku celé ekonomiky, a nejen kupní sílu domácností, byla v další analýze modelu ponechána tato proměnná a proměnná průměrná mzda byla vynechána.

2.1.5 DEFINICE A ODHAD MODELU

Odhadovaný regresní model má podobu

$$SB_t = b_0 + b_i X_i + b_j s_j + \varepsilon,$$

kde SB je růst spotřeby benzínu, X_i je vektor vysvětlujících proměnných popsanych výše (jde opět o jejich růsty – viz 3)), b_i a b_j jsou odhadované koeficienty, b_0 je konstanta, ε je náhodná chyba modelu a s_j jsou dummy proměnné pro jednotlivá čtvrtletí ($j=q1$ reprezentuje 1. čtvrtletí v roce). Pro odhad koeficientů regresního modelu je využita standardní metoda nejmenších čtverců (OLS), po analýze reziduí bylo přistoupeno k aplikaci robustního odhadu (viz Příloha 3.5). Výsledky odhadu koeficientů regresního modelu ukazuje tabulka, plná reprezentace modelu včetně posttestimačních testů je v Příloze 3.3⁷.

⁷ Vzhledem k tomu, že jedno ze čtvrtletí je standardně vynecháno kvůli dokonalé kolinearitě, je v tabulce znázorněn výstup, který vynechává konstantu b_0 . Jak se nicméně ukazuje, není 3. čtvrtletí statisticky významné.

Tabulka 3 Odhad modelu – benzín

Proměnná	bi
gCar (růst počtu aut celkem)	-0.053 (-0,08)
gNprep (růst nákladní přepravy)	0.018 (0,49)
gOprep (růst osobní přepravy)	-0.01 (-0,6)
gOprep MHD (růst osobní přepravy MHD)	-0.023 (0,51)
gHDPob (růst HDP na obyvatele)	0.495* (1,86)
Inflq_01 (čtvrtletní inflace)	-0.2842 (-0,43)
gKurz USD/CZK (růst kurzu USD/CZK)	-0.0588 (-0,9)
gCena_BEN (růst ceny benzínu)	-0.2052* (-1,77)
Q1 (první čtvrtletí)	-0.0625** (-2,24)
Q2 (druhé čtvrtletí)	0.1393*** (8,84)
Q3 (třetí čtvrtletí)	-0.0016 (-0,24)
Q4 (čtvrté čtvrtletí)	-0.0954*** (-10,05)

Z odhadu je zřejmé, že statisticky významně ovlivňuje spotřebu benzínu jeho cena, dále kupní síla obyvatel vyjádřená pomocí HDP/obyvatele a sezónnost⁸. Tyto závěry jsou konzistentní s teorií.

Odhadovaná cenová elasticita poptávky je přibližně -0,2, tedy procentní růst ceny benzínu se projeví 0,2 % poklesem jeho spotřeby. Spotřebitelé a firmy tedy ve spotřebě benzínu reagují výrazně **nepružně** na změnu ceny. To je plně v souladu s odhady provedenými v zahraničí.

⁸ Znakem statistické významnosti proměnné v regresním modelu jsou vysoké hodnoty t-podílu (hodnoty uvedené v závorce) a p-hodnoty nižší než je zvolená kritická hodnota významnosti testu (0,05) – viz plná reprezentace modelu v příloze 3.3.

2.2 ODHAD CENOVÉ ELASTICITY POPTÁVKY PO NAFTĚ

2.2.1 ÚPRAVA DAT

Základní úprava dat obsahovala:

- Úprava a dopočetní inflace obdobně jako v případě benzínu (dvě rozdílné metodiky ČSÚ v definovaném období 2001-2017).
- Dopčetní chybějících čtvrtletních dat u spotřeby pohonných hmot (viz níže).

2.2.2 VIZUALIZACE DAT

Spotřeba nafty a cena nafty

Spotřeba nafty nebyla až do konce roku 2007 uváděna čtvrtletně, ale pouze v ročním členění. Data bylo proto nutné zpětně interpolovat podle čtvrtletních dat dostupných od roku 2008 (lineární regrese na základě průměrů a čtvrtletních dummy u řady s dostupnými čtvrtletními údaji, zpětné dopočetní dat pro jednotlivá čtvrtletí let 2001 až 2007 na základě znalostí průměrů a čtvrtletního kolísání). Odhad, který byl použit pro dopočetní chybějících čtvrtletních dat spotřeby nafty, ilustruje tabulka. Lze se domnívat, že odhad je poměrně přesný a kopíruje situaci v letech, kdy čtvrtletní data již k dispozici jsou. To ostatně dokládá i grafická reprezentace (pattern v období do roku 2008, do kdy jsou známy jen roční průměry, je velmi podobný patternu po roce 2008, kde již máme k dispozici čtvrtletní údaje).

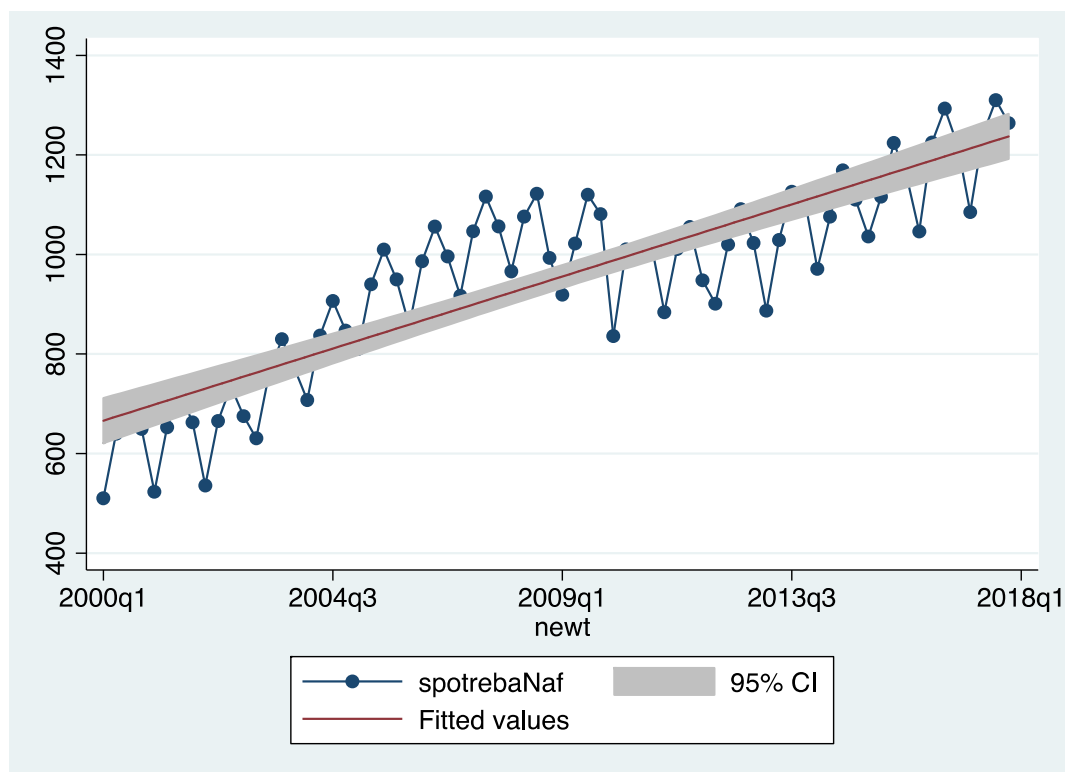
Tabulka 4 Dopčet čtvrtletních dat pro spotřebu nafty

Linear regression

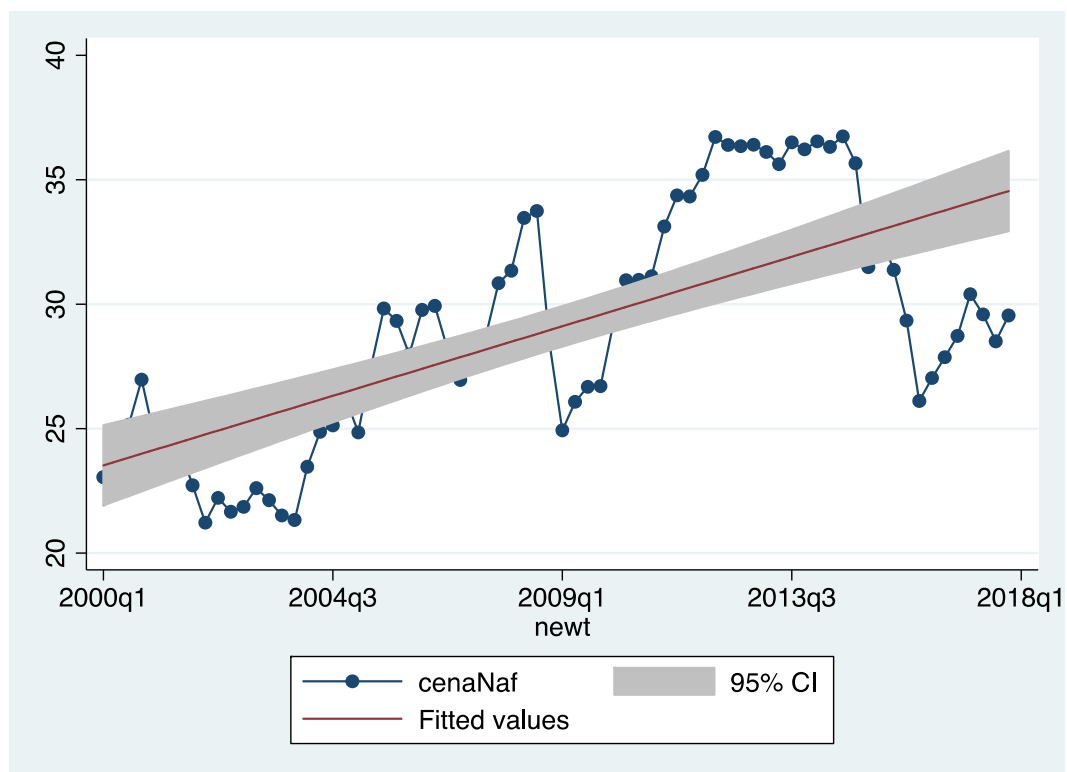
Number of obs = 40
F(5, 35) = 26211.73
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9995
Root MSE = 26.186

		Robust		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Spotreba_N	Coef.	Std. Err.					
NaftaprumSpot	1	.0434127	23.03	0.000	.9118675	1.088133	
q1	-117.05	46.77973	-2.50	0.017	-212.0179	-22.08209	
q2	12.55	47.89352	0.26	0.795	-84.67902	109.779	
q3	82.15	47.7502	1.72	0.094	-14.78806	179.0881	
q4	22.35	52.24336	0.43	0.671	-83.70965	128.4097	

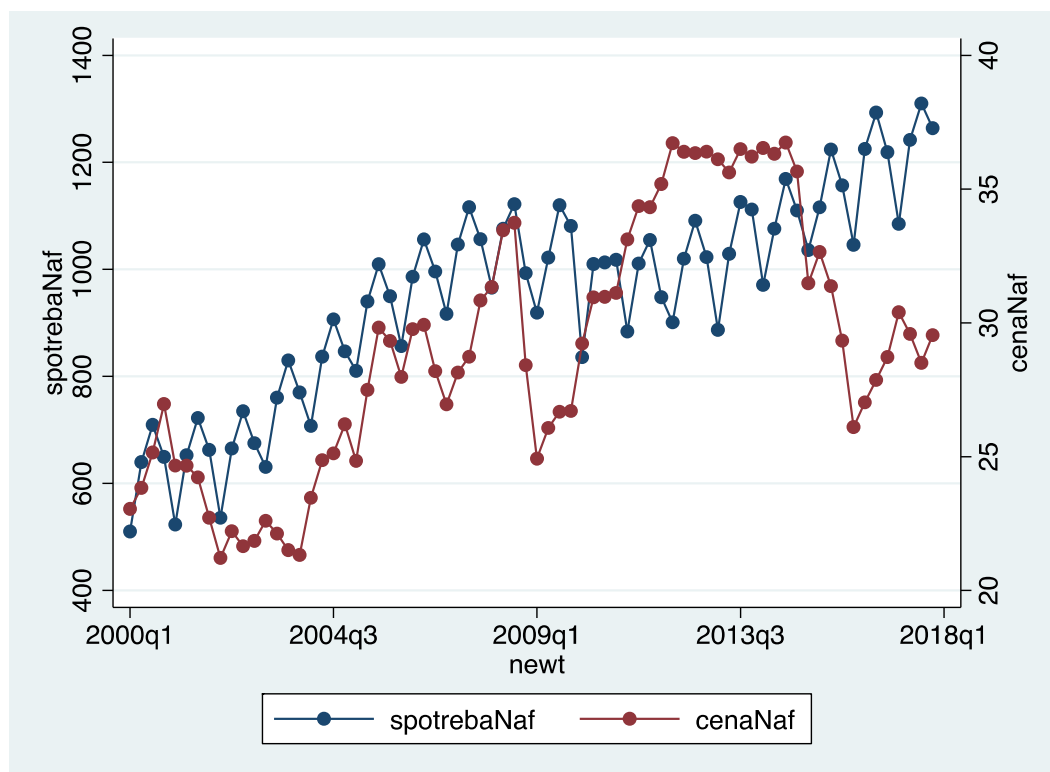
Obrázek 12 Spotřeba nafty



Obrázek 13 Cena nafty



Obrázek 14 Cena nafty a spotřeba nafty

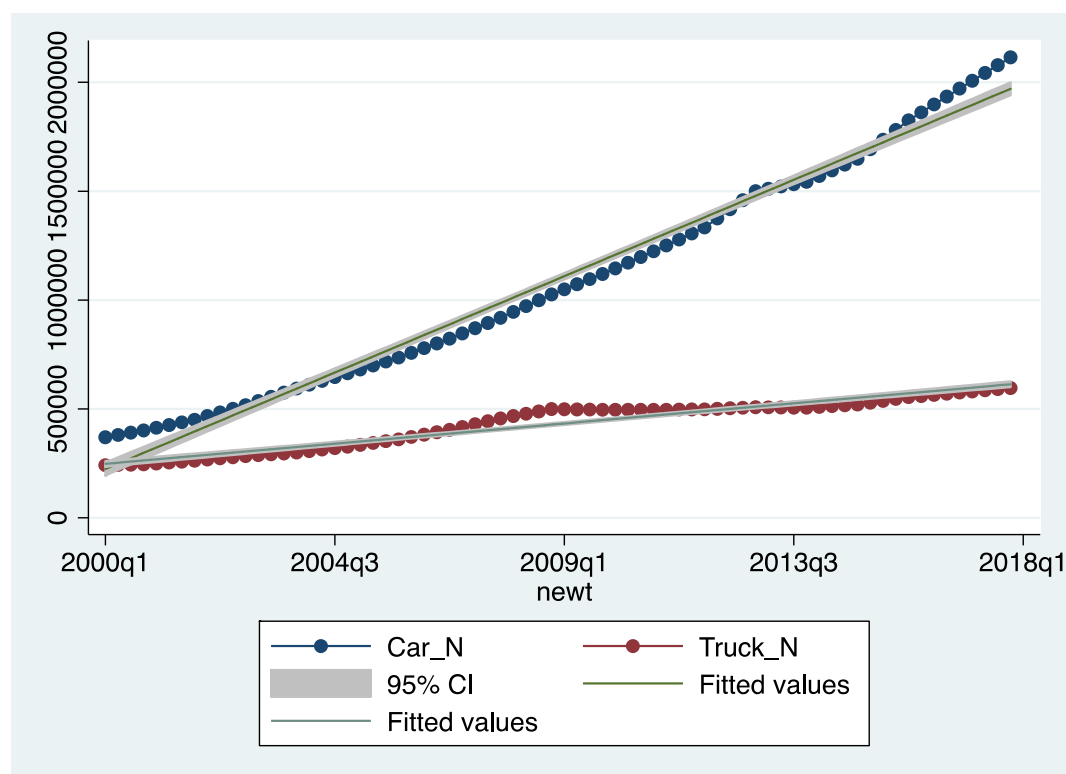


U obou řad je zjevná sezónnost a nestacionarita (nedochází k oscilaci kolem dlouhodobého průměru, rozptyl není konstantní v čase, je vidět časový trend).

Počet naftových aut

Počet naftových aut je zařazen jako proměnná ovlivňující poptávku, a tedy i cenu pohonných hmot. Na rozdíl od analýzy benzínu je segment nákladních aut poměrně významný, a proto jsou analyzována zvláště osobní (Car_N) a nákladní (Truck_N) auta. Lze předpokládat, že se zvýšením počtu automobilů poroste celková spotřeba pohonných hmot, což může tlačit ceny za jinak stejných podmínek vzhůru. Opačnou kauzalitu (tj. pokles cen vyvolá větší poptávku po autech a poroste jejich počet) nepředpokládáme.

Obrázek 15 Celkový počet osobních a nákladních aut



U počtu osobních ani nákladních aut sezónnost nepozorujeme. Řady jsou opět viditelně nestacionární, obsahují časový trend.

Další proměnné, tedy výkony nákladní přepravy, výkony osobní přepravy kromě MHD, výkony osobní přepravy MHD, kurz USD/CZK, HDP na obyvatele, průměrná měsíční mzda a inflace jsou stejné jako v analýze cenové elasticity poptávky po benzínu. Jejich vizualizace a zhodnocení je provedeno v části 2.1.2.

2.2.3 STACIONARITA ŘAD, ÚPRAVA PROMĚNNÝCH, OTÁZKA KOINTEGRACE A KAUZALITY

Stejně jako u analýzy cenové elasticity poptávky po benzínu, i zde ukázala vizualizace dat, že časové řady často obsahují trend, tedy jsou nestacionární. Nestacionarita byla ověřena standardním ADF testem (viz Příloha 3.6 – byly testovány pouze ty řady, které se týkají nafty, ostatní řady byly již testovány v druhé části analýzy týkající se benzínu. Zpoždění bylo určeno podle Akaike kritéria, maximální zpoždění bylo nastaveno na 4 čtvrtletí). Test prokázal nestacionaritu jak u spotřeby nafty, tak u počtu aut a ceny nafty.

Nestacionární proměnné bylo opět nutné transformovat, bylo přikročeno k logaritmizaci proměnných a jejich první diferenci (tj. proměnné byly dynamizovány). Stejný postup byl použit u odhadu cenové elasticity poptávky po benzínu.

2.2.4 MULTIKOLINEARITA A SEZÓNNOST

Stejně jako v případě benzínu prakticky všechny časové řady (s výjimkou počtu aut) vykazují sezónnost. Očištění od sezónních vlivů nicméně není vzhledem k cíli analýzy vhodné – naopak je třeba analyzovat vliv sezónnosti na vývoj cen pohonných hmot a sezónnost promítnout i do predikce budoucího vývoje. V dalším postupu je sezónnost zahrnuta pomocí dummy proměnných, nicméně i nadále se pracuje se sezónně neočištěnými daty.

Standardním krokem v analýze ekonometrického modelu je studium vzájemných závislostí proměnných, které mohou ovlivňovat vývoj cen pohonných hmot. Jde zejména o identifikaci příliš těsných závislostí, kdy v takovémto případě by bylo nutné jednu z proměnných vyloučit a předejít tak nekorektnímu odhadu koeficientů ekonometrického modelu (tzv. multikolinearita vysvětlujících proměnných). Korelační matice je uvedena v Příloze 3.7. Hraničně těsná závislost se opět ukazuje mezi proměnnými růst nominální mzdy a růst nominálního HDP na obyvatele a mezi proměnnými růst nominálního HDP na obyvatele a růst spotřeby nafty (zde ještě na teoreticky únosné úrovni). Vzhledem k tomu, že je HDP/obyvatele širším ukazatelem, který ukazuje na dynamiku celé ekonomiky, a nejen kupní sílu domácností, byla v další analýze modelu ponechána tato proměnná a proměnná průměrná mzda byla vynechána.

2.2.5 DEFINICE A ODHAD MODELU

Odhadovaný regresní model má podobu

$$SN_t = b_0 + b_i X_i + b_j s_j + \varepsilon,$$

kde SN je růst spotřeby nafty, X_i je vektor vysvětlujících proměnných popsanych výše (jde opět o jejich růsty – viz 3))), b_i a b_j jsou odhadované koeficienty, b_0 je konstanta, ε je náhodná chyba modelu a s_j jsou dummy proměnné pro jednotlivá čtvrtletí ($j=q1$ reprezentuje 1. čtvrtletí v roce). Pro odhad je využita standardní metoda nejmenších čtverců (OLS). Analýza reziduí na jejich normalitu, homoskedasticitu a zkorelovanost⁹ prokázala autokorelaci v reziduích (viz Příloha 3.9). Proto bylo přistoupeno k rozšíření odhadu o zpožděnou vysvětlovanou proměnnou (zpoždění bylo vzhledem k parciální korelaci PAC stanoveno na 1-3 období). Výsledky odhadu koeficientů upraveného regresního modelu ukazuje tabulka, plná reprezentace výsledků odhadu modelu včetně výsledků postestimačních testů je obsažena v Příloze 3.8¹⁰.

⁹ Heteroskedasticita, resp. nenormalita reziduí nezpůsobuje špatný odhad velikosti samotných koeficientů, ale může ovlivnit jejich statistickou významnost.

¹⁰ Vzhledem k tomu, že jedno ze čtvrtletí je standardně vynecháno kvůli dokonalé kolinearitě, je v tabulce znázorněn výstup, který vynechává konstantu b_0 . V příloze se nachází plná reprezentace odhadu jak s konstantou, tak bez konstanty.

Tabulka 5 Odhad modelu – nafta

Proměnná	bi
gCar_N (růst počtu osobních aut)	0.2845 (0,35)
gTruck_N (růst počtu nákladních aut)	0.5685 (0,91)
gNprep (růst nákladní přepravy)	- 0.0914* (-1,73)
gOprep (růst osobní přepravy)	-0.0438 (-1,20)
gOprep MHD (růst osobní přepravy MHD)	0.0369 (1,20)
gHDPob (růst HDP na obyvatele)	1.046*** (2,92)
Inflq_01 (čtvrtletní inflace)	-1.153 (-1,37)
gKurz USD/CZK (růst kurzu USD/CZK)	-0.0659 (-0,69)
gCenaNaf (růst ceny nafty)	0.0457 (0,44)
Q1 (první čtvrtletí)	0.0139 (0,31)
Q2 (druhé čtvrtletí)	0.0257 (0,63)
Q3 (třetí čtvrtletí)	0.0419 (1,41)
Q4 (čtvrté čtvrtletí)	-0.0954** (-2,40)
gspotrebaNaf.L1 (spotřeba nafty zpožděná o 1 čtvrtletí)	-0.425*** (-3,41)
gspotrebaNaf.L2 (spotřeba nafty zpožděná o 2 čtvrtletí)	- 0.306** (-2,29)
gspotrebaNaf.L3 (spotřeba nafty zpožděná o 3 čtvrtletí)	- 0.335*** (-2,78)

Z odhadu je zřejmé, že statisticky významně **ovlivňuje spotřebu nafty zejména vývoj ekonomiky**, resp. kupní síla obyvatel vyjádřená pomocí **HDP/obyvatele** a zpožděný vývoj ceny nafty. Překvapivě jako **statisticky nevýznamná se jeví samotná cena nafty** (nízká hodnota t-podílu (hodnota uvedená v závorce), vysoká p-hodnota – viz Příloha 3.10).

3 PŘÍLOHY

3.1 BENZÍN – TESTY STACIONARITY (VÝSLEDEK TESTU NETRANSFORMOVANÝCH PROMĚNNÝCH)

Proměnná	Hodnota z-statistiky	Kritická hodnota (95% hladina významnosti)
CarB (počet benzínových aut celkem)	-2.600	-3.481
Nprep (nákladní přeprava)	-2.148	-3.483
Oprep (osobní přeprava)	-2.485	-2.916
Oprep MHD (osobní přeprava MHD)	-6.859 ***	-3.480
HDPob (HDP na obyvatele)	-2.216	-3.483
mzda (průměrná mzda)	-1.542	-3.483
SpotrBen (spotřeba benzínu)	-2.537	-3.483
Inflq (čtvrtletní inflace)	-3.921 **	-3.483
Kurz USD/CZK (kurz USD/CZK)	-1.740	-3.481
Cena_BEN (cena benzínu)	-1.934	-3.482

3.2 BENZÍN – KORELAČNÍ MATICE

	gcar	gNprep	gOprep	gMHD	gKurz	gmzda	gHDPob	gSpotB	inflq_01	gCenaBen
gcar	1.0000									
gNprep	-0.0413	1.0000								
gOprep	0.0223	0.3044	1.0000							
gMHD	-0.0411	0.1477	-0.1150	1.0000						
gKurz	-0.1216	-0.1709	-0.1479	-0.1508	1.0000					
gmzda	0.0004	0.3777	0.5110	0.0945	-0.0534	1.0000				
gHDPob	0.0443	0.5931	0.5746	0.1082	-0.1023	0.8318	1.0000			
gSpotB	0.0198	0.7095	0.4357	0.0449	-0.1362	0.3563	0.7476	1.0000		
inflq_01	0.1031	-0.1866	-0.3355	0.0347	-0.1032	-0.5865	-0.5099	-0.2041	1.0000	
gCenaBen	-0.1595	0.2996	0.1364	-0.0159	-0.2082	0.1330	0.3703	0.4483	0.1621	1.0000

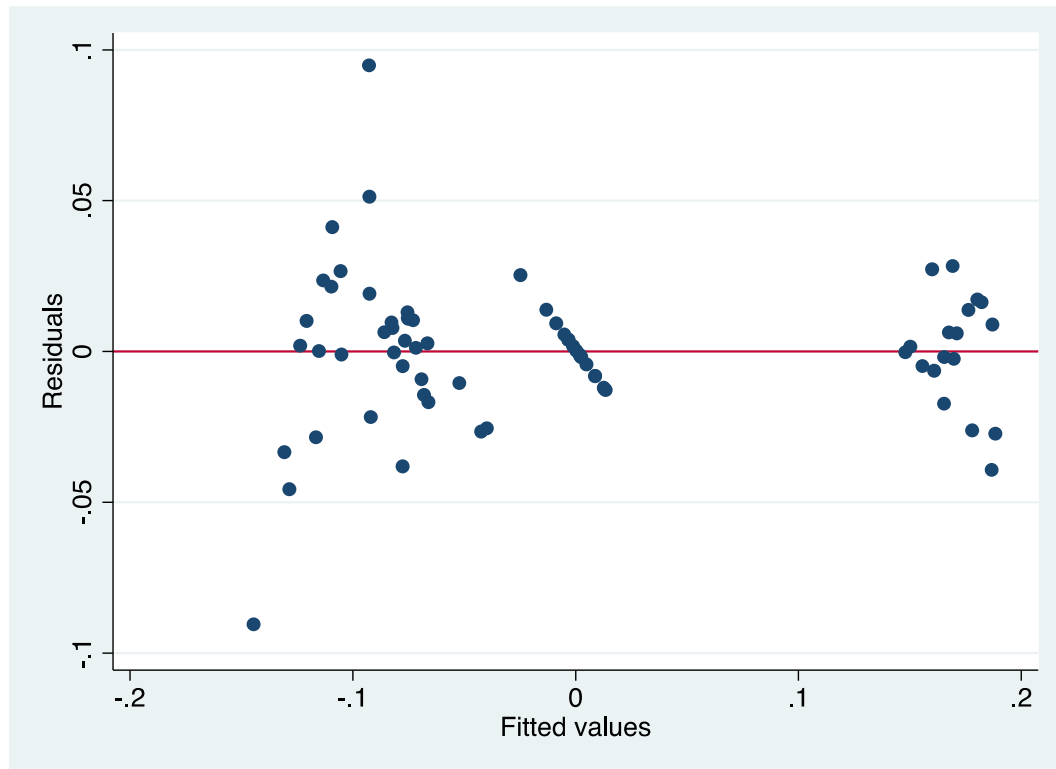
3.3 BENZÍN – PLNÁ REPREZENTACE ODHADU

Source	SS	df	MS	Number of obs =	71
Model	.826622213	11	.075147474	F(11, 59) =	111.26
Residual	.039849436	59	.000675414	Prob > F =	0.0000
Total	.866471649	70	.012378166	R-squared =	0.9540
				Adj R-squared =	0.9454
				Root MSE =	.02599

gSpotB	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gcar	-.052606	.8695689	-0.06	0.952	-1.792609	1.687397
gHDPob	.4950062	.250783	1.97	0.053	-.0068093	.9968218
gKurz	-.0588702	.0637839	-0.92	0.360	-.1865015	.0687612
gMHD	.0229382	.0208197	1.10	0.275	-.018722	.0645984
gOprep	-.0105148	.0234068	-0.45	0.655	-.0573517	.0363221
gNprep	.0182365	.0372794	0.49	0.627	-.0563593	.0928323
gCenaBen	-.2052595	.0710169	-2.89	0.005	-.347364	-.063155
inflq_01	-.2842693	.5651127	-0.50	0.617	-1.415057	.8465186
q1	-.062516	.0292512	-2.14	0.037	-.1210475	-.0039845
q2	.1393689	.0196943	7.08	0.000	.0999606	.1787771
q3	0	(omitted)				
q4	-.095419	.0109501	-8.71	0.000	-.11733	-.0735079
_cons	-.0016968	.0079436	-0.21	0.832	-.0175919	.0141983

3.4 BENZÍN – NORMALITA, HETEROSKEDASTICITA A AUTOKORELACE REZIDUÍ ODHADU

Rezidua z OLS odhadu



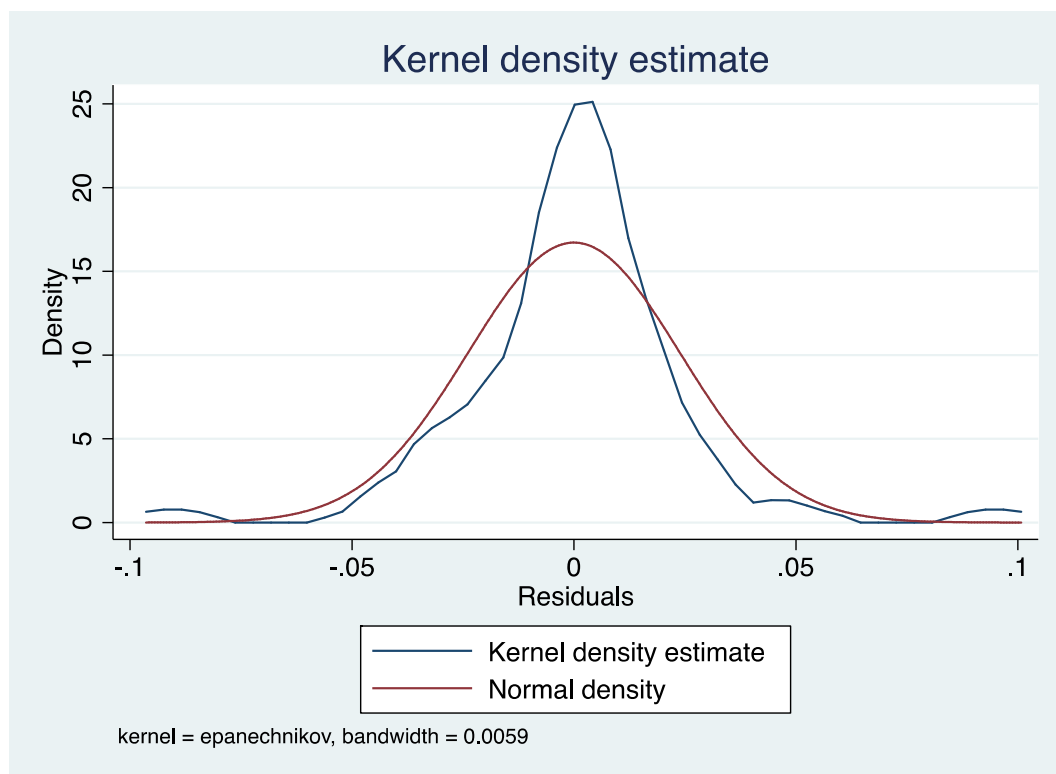
Rezidua mají tendenci se zhušťovat graficky směrem doprava, což ukazuje na možnou heteroskedasticitu. Tu dokazuje následný Breusch-Paganův test:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of gSpotB
```

```
chi2(1)      =    11.57
Prob > chi2   =    0.0007
```

Rezidua navíc neodpovídají normálnímu rozdělení, jak ukazuje graf a provedený Saphiro-Wilkinsonův test, patrně jsou příliš špičatá, což může ukazovat na odlehlé body (patrné také v grafu).

Normalita reziduí



Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r	71	0.91217	5.469	3.698	0.00011

Sériovou zkorelovanost reziduí byla otestována standardně Durbin Watsonovým testem, nicméně již z grafické reprezentace je patrné, že autokorelace není přítomna.

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.576	1	0.2093

H0: no serial correlation

3.5 BENZÍN – ROBUSTNÍ ODHAD MODELU

Heteroskedasticita, resp. nenormalita reziduí nezpůsobuje špatný odhad velikosti samotných koeficientů, ale může ovlivnit jejich statistickou významnost. Proto byl odhad proveden znovu s robustními standardními chybami. Je vidět, že statistická významnost ceny benzínu a HDP na obyvatele částečně klesla, nicméně stále lze tyto proměnné považovat za statisticky významné.

Linear regression

Number of obs = 71
F(11, 59) = 203.16
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9540
Root MSE = .02599

		Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gSpotB							
gcar		-.052606	.6279785	-0.08	0.934	-1.309188	1.203976
gHDPob		.4950062	.2658248	1.86	0.068	-.036908	1.02692
gKurz		-.0588702	.06515	-0.90	0.370	-.189235	.0714947
gMHD		.0229382	.0446083	0.51	0.609	-.0663229	.1121993
gOprep		-.0105148	.0176038	-0.60	0.553	-.04574	.0247104
gNprep		.0182365	.0372456	0.49	0.626	-.0562919	.0927649
gCenaBen		-.2052595	.1158526	-1.77	0.082	-.4370799	.0265609
inflq_01		-.2842693	.6650553	-0.43	0.671	-1.615042	1.046503
q1		-.062516	.0279568	-2.24	0.029	-.1184574	-.0065746
q2		.1393689	.0157658	8.84	0.000	.1078216	.1709161
q3		0	(omitted)				
q4		-.095419	.0094955	-10.05	0.000	-.1144194	-.0764185
_cons		-.0016968	.0069384	-0.24	0.808	-.0155805	.012187

3.6 NAFTA – TESTY STACIONARITY (VÝSLEDEK TESTU NETRANSFORMOVANÝCH PROMĚNNÝCH)

Proměnná	Hodnota z-statistiky	Kritická hodnota (95% hladina významnosti)
Car_N (počet osobních naftových aut)	- 0.369	-3.483
Truck_N	-0.784	-3.481
Nprep (nákladní přeprava)	-2.148	-3.483
Oprep (osobní přeprava)	-2.485	-2.916
Oprep MHD (osobní přeprava MHD)	-6.859 ***	-3.480
HDPob (HDP na obyvatele)	-2.216	-3.483
mzda (průměrná mzda)	-1.542	-3.483
SpotrebaNaf (spotřeba nafty)	-1.505	-3.483
Inflq (čtvrtletní inflace)	-3.921 **	-3.483
Kurz USD/CZK (kurz USD/CZK)	-1.740	-3.481
CenaNaf (cena nafty)	-2.088	-3.482

3.7 NAFTA – KORELAČNÍ MATICE

	gCar_N	gTruck_N	gCenaNaf	gspotr~f	gHDPob	gmzda	gKurz	gMHD	gOprep	gNprep	inflq_01
gCar_N	1.0000										
gTruck_N	0.5661	1.0000									
gCenaNaf	-0.0238	-0.0542	1.0000								
gspotrebaNaf	0.0215	0.0039	0.2927	1.0000							
gHDPob	-0.0264	0.0334	0.2872	0.7444	1.0000						
gmzda	-0.0133	0.0093	0.1360	0.3718	0.8318	1.0000					
gKurz	-0.1838	-0.1876	-0.2818	-0.1203	-0.1023	-0.0534	1.0000				
gMHD	0.0076	-0.0498	0.0449	0.0290	0.1082	0.0945	-0.1508	1.0000			
gOprep	-0.0622	0.0129	0.0401	0.3881	0.5746	0.5110	-0.1479	-0.1150	1.0000		
gNprep	0.0269	-0.0193	0.2230	0.5149	0.5931	0.3777	-0.1709	0.1477	0.3044	1.0000	
inflq_01	0.1664	0.1893	0.2122	-0.2535	-0.5099	-0.5865	-0.1032	0.0347	-0.3355	-0.1866	1.0000

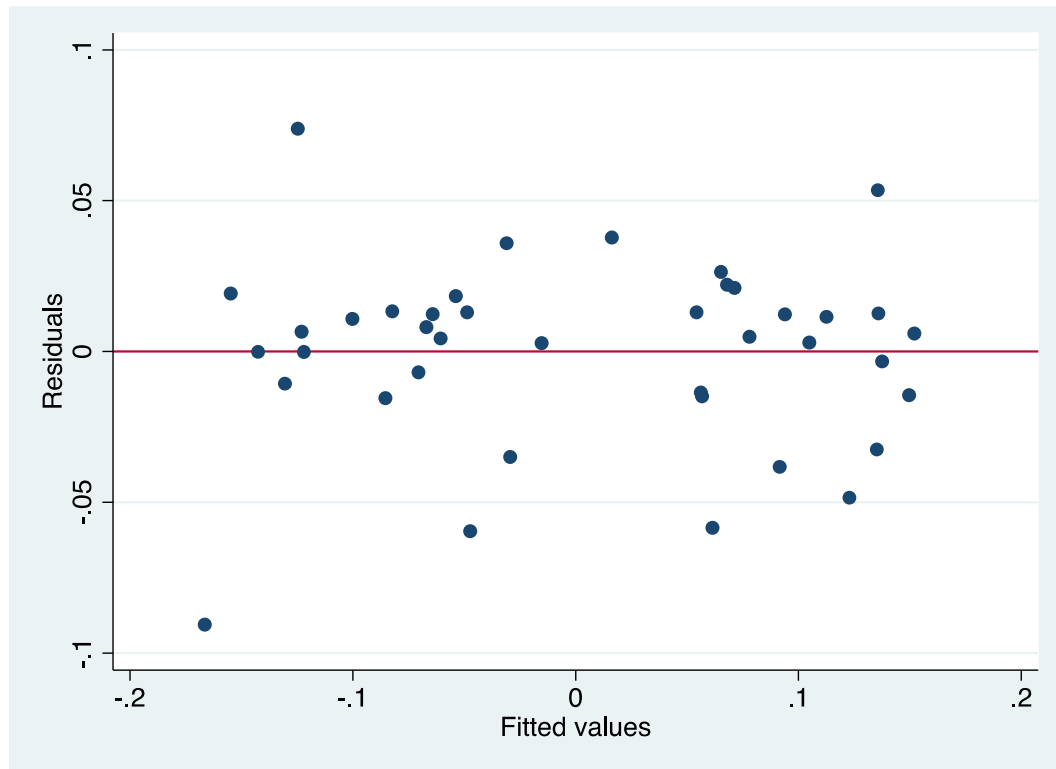
3.8 NAFTA – PLNÁ REPREZENTACE ODHADU

Source		SS	df	MS	Number of obs =	
-----+-----					F(12, 58) =	43.83
Model	.823678501	12	.068639875		Prob > F	= 0.0000
Residual	.090834693	58	.001566115		R-squared	= 0.9007
-----+-----					Adj R-squared	= 0.8801
Total	.914513193	70	.013064474		Root MSE	= .03957

-----+-----						
gspotrebaNaf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
gCenaNaf	-.0585495	.1100198	-0.53	0.597	-.2787781	.1616792
gTruck_N	-.4811802	.621831	-0.77	0.442	-1.72591	.7635498
gCar_N	.5618084	.8785595	0.64	0.525	-1.19682	2.320436
gHDPob	1.274058	.380899	3.34	0.001	.5116057	2.03651
gKurz	-.0098059	.1006376	-0.10	0.923	-.2112541	.1916422
gMHD	.0442167	.0319291	1.38	0.171	-.0196963	.1081297
gOprep	-.0238696	.0361458	-0.66	0.512	-.0962233	.0484841
gNprep	-.1015125	.0563405	-1.80	0.077	-.2142902	.0112651
inflq_01	-.4815916	.8932372	-0.54	0.592	-2.2696	1.306417
q1	-.0543501	.0437697	-1.24	0.219	-.1419647	.0332645
q2	.0207814	.0298892	0.70	0.490	-.0390484	.0806112
q3	0	(omitted)				
q4	-.1635762	.0161634	-10.12	0.000	-.1959308	-.1312216
_cons	.0413789	.0217685	1.90	0.062	-.0021955	.0849534
-----+-----						

3.9 NAFTA – NORMALITA, HETEROSKEDASTICITA A AUTOKORELACE REZIDUÍ ODHADU

Rezidua z OLS odhadu



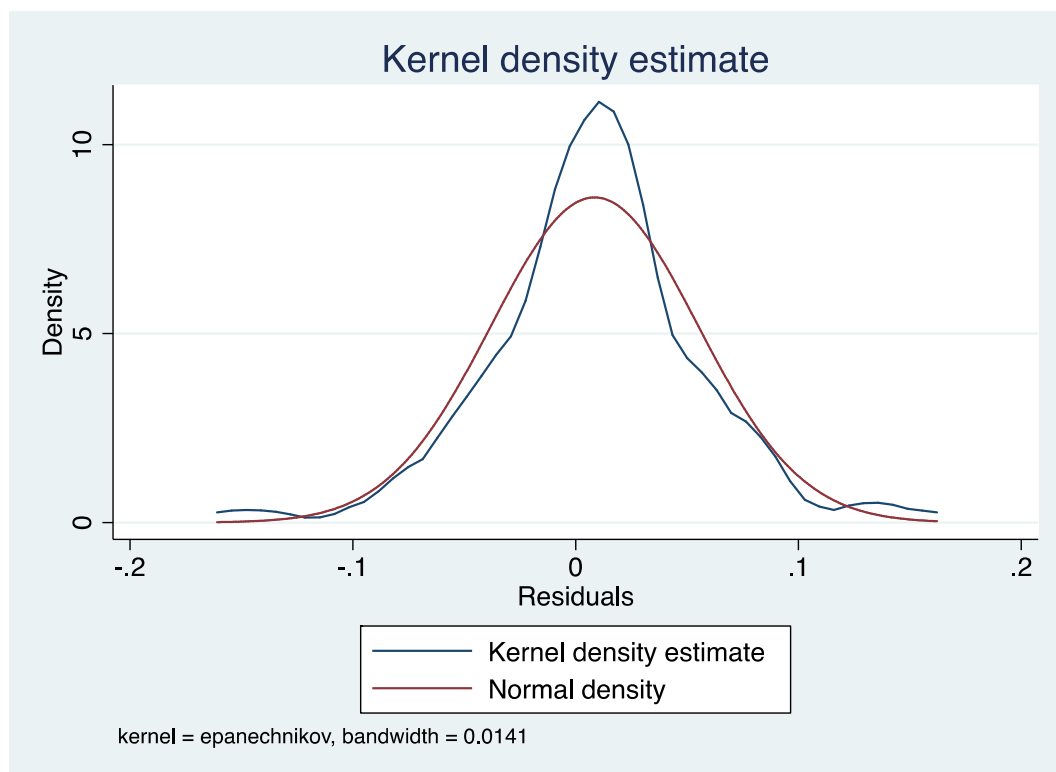
Na rozdíl od odhadu poptávky po benzínu není u nafty patrný problém heteroskedasticity reziduí, jak ostatně dokazuje následný Breusch-Paganův test:

```
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of gspotrebaNaf
```

```
chi2(1)      =      2.14
Prob > chi2   =     0.1433
```

Rezidua též přibližně odpovídají normálnímu rozdělení, jak ukazuje graf a provedený Saphiro-Wilkinsonův test.

Normalita reziduí



Shapiro-Wilk W test for normal data
Shapiro-Wilk W test for normal data

Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
r2	71	0.96717	2.044	1.556	0.05982

Sériovou zkorelovanost reziduí byla otestována standardně Durbin Watsonovým testem, který ukazuje na autokorelaci reziduí.

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	4.200	1	0.0404

H0: no serial correlation

3.10 NAFTA – ODHAD SE ZPOŽDĚNOU VYSVĚTLOVANOU PROMĚNNOU

Autokorelace reziduí byla vyřešena zapojením zpožděných hodnot vysvětlované proměnné – jedná se tedy o autoregresní model s exogenními proměnnými (ARX). Z parciálních autokorelací (PAC) vyplynulo, že nejvhodnější je zapojení tří zpoždění (L1-L3). Výsledky takto modifikovaného odhadu ukazuje tabulka.

Source	SS	df	MS	Number of obs =	68
Model	.791440674	16	.049465042	F(16, 52) =	39.57
Residual	.065010983	52	.001250211	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9241
				Adj R-squared =	0.9007
Total	.856451657	68	.012594877	Root MSE =	.03536

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gspotrebaNaf					
L1.	-.4253626	.1247311	-3.41	0.001	-.6756537 -.1750714
L2.	-.3060964	.1339066	-2.29	0.026	-.5747997 -.0373932
L3.	-.3353109	.120666	-2.78	0.008	-.5774449 -.0931769
gCenaNaf	.0457439	.1037721	0.44	0.661	-.1624901 .2539779
gTruck_N	.5685601	.6277649	0.91	0.369	-.6911424 1.828263
gCAr_N	.2845266	.8208976	0.35	0.730	-1.362725 1.931778
inflq_01	-1.153866	.8434441	-1.37	0.177	-2.84636 .5386286
gHDPob	1.046426	.3588091	2.92	0.005	.3264228 1.766429
gKurz	-.0659196	.0957173	-0.69	0.494	-.2579905 .1261513
gMHD	.0369973	.0307965	1.20	0.235	-.0248004 .0987951
gOprep	-.0438374	.0366052	-1.20	0.237	-.1172911 .0296164
gNprep	-.0914522	.052795	-1.73	0.089	-.1973931 .0144887
q1	.0139413	.0449997	0.31	0.758	-.0763571 .1042397
q2	.0257143	.0405998	0.63	0.529	-.0557552 .1071838
q3	.0419729	.0297577	1.41	0.164	-.0177403 .1016861
q4	-.0800994	.0334362	-2.40	0.020	-.147194 -.0130048

V tomto případě jsou již rezidua nezkorelována (konstanta byla potlačena z důvodu odhadu všech sezónních efektů – pokud bychom počítali s konstantou, bylo by jedno ze čtvrtletí z modelu odebráno kvůli úplné kolinearitě – viz následující tabulka).

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags (p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.964	1	0.1611

H0: no serial correlation

Source	SS	df	MS	Number of obs =	68
Model	.784924069	15	.052328271	F(15, 52) =	41.86
Residual	.065010983	52	.001250211	Prob > F =	0.0000
Total	.849935052	67	.012685598	R-squared =	0.9235
				Adj R-squared =	0.9014
				Root MSE =	.03536

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gspotrebaNaf					
L1.	-.4253626	.1247311	-3.41	0.001	-.6756537 -.1750714
L2.	-.3060964	.1339066	-2.29	0.026	-.5747997 -.0373932
L3.	-.3353109	.120666	-2.78	0.008	-.5774449 -.0931769
gCenaNaf	.0457439	.1037721	0.44	0.661	-.1624901 .2539779
gTruck_N	.5685601	.6277649	0.91	0.369	-.6911424 1.828263
gCAr_N	.2845266	.8208976	0.35	0.730	-1.362725 1.931778
inflq_01	-1.153866	.8434441	-1.37	0.177	-2.84636 .5386286
gHDPob	1.046426	.3588091	2.92	0.005	.3264228 1.766429
gKurz	-.0659196	.0957173	-0.69	0.494	-.2579905 .1261513
gMHD	.0369973	.0307965	1.20	0.235	-.0248004 .0987951
gOprep	-.0438374	.0366052	-1.20	0.237	-.1172911 .0296164
gNprep	-.0914522	.052795	-1.73	0.089	-.1973931 .0144887
q1	.0940406	.0604347	1.56	0.126	-.0272305 .2153118
q2	.1058137	.0481844	2.20	0.033	.0091245 .2025028
q3	.1220723	.0335123	3.64	0.001	.054825 .1893196
q4	0	(omitted)			
_cons	-.0800994	.0334362	-2.40	0.020	-.147194 -.0130048

4 LITERATURA

- Bakhat, M., Labeaga J.M., Labandeira, X. & López, X. (2013). Economic Crisis and Elasticities of Car Fuels: Evidence for Spain. Economics for Energy, WP FA15/2013, dostupné z <https://econpapers.repec.org/paper/efewpaper/fa15-2013.htm>
- Danesin, A. & Linares, P. (2015). An estimation of fuel demand elasticities for Spain: an aggregated panel approach accounting for diesel share. Journal of Transport Economics and Policy (JTEP), 49 (2), 1-16
- Hössinger, R., Link, Ch., Sonntag, A. & Stark, J. (2017)., Estimating the price elasticity of fuel demand with stated preferences derived from a situational approach. Transportation Research Part A, 103, 154–171
- Odeck, J., & Johansen, K. (2016). Elasticities of fuel and traffic demand and the direct rebound effects: An econometric estimation in the case of Norway. Transportation Research Part A: Policy and Practice, 83, 1–13.
- Zeleke, A. (2016), Gasoline and diesel demand elasticities: A consistent estimate across the EU-28. Swedish University of Agricultural Sciences, Working paper series 11/2016, dostupné z https://pub.epsilon.slu.se/13860/1/zeleke_a_161205.pdf