VYSOKÁ ŠKOLA EKONOMICKÁ V PRAZE

FAKULTA FINANCÍ A ÚČETNICTVÍ

DIPLOMOVÁ PRÁCE

2019 Bc. Marek Konečný

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta financí a účetnictví

Katedra bankovnictví a pojišťovnictví

Studijní obor: Bankovnictví a pojišťovnictví



Akceptace platebních karet

Autor diplomové práce: Bc. Marek Konečný

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Bohumil Stádník, Ph.D.

Rok obhajoby: 2019

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že diplomovou práci na téma „*Akceptace platebních karet“* jsem vypracoval samostatně a veškerou použitou literaturu a další prameny jsem řádně označil a uvedl v přiloženém seznamu.

V……..... dne …… ……

Poděkování

Rád bych na tomto místě poděkoval panu doc. Ing. Bohumilu Stádníkovi, Ph.D. za odborné vedení diplomové práce, konzultace a cenné připomínky, které mně během psaní práce ochotně poskytoval.

Abstrakt

Cílem diplomové práce je analyzovat historický vývoj bankovních kartových asociací Visa a Mastercard, provést ucelený popis platebních systémů těchto asociací, charakterizovat jednotlivé platformy, na kterých lze platební karty akceptovat. Cílem práce je také provést analýzu ekonomických časových řad z oblasti akceptace platebních karet s využitím dekompozičního přístupu a Box-Jenkinsovy metodologie.

Klíčová slova: platební karty, Visa, Mastercard, platební systémy, autorizace, clearing, zúčtování, platební terminály, bankomaty, platební brána, dekompozice časových řad, Box-Jenkinsova metodologie, autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů ARIMA, sezónní autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů SARIMA

Abstract

The goal of this diploma thesis is to analyse the historical development of Visa and Mastercard bank card associations, to make a comprehensive description of the payment systems of these associations, to characterize individual platforms on which payment cards can be accepted. The goal of this thesis is also to analyse economic time series from the field of payment acceptance service using time series decomposition method and Box-Jenkins methodology.

Key words: payment cards, Visa, Mastercard, payment systems, authorization, clearing, settlement, payment terminals, ATM's, payment gateway, time series decomposition method, Box-Jenkins methodology, autoregressive integrated moving average model ARIMA, seasonal autoregressive integrated moving average model SARIMA

Obsah

Obsah 2

Úvod 5

1 Akceptace platebních karet 7

1.1 Bankovní kartové asociace 8

1.1.1 Historický vývoj bankovních karet a bankovních asociací v USA 8

1.1.2 Visa 10

1.1.3 Mastercard 13

1.1.4 Eurocard a Europay 14

1.2 Platební systémy 15

1.2.1 Organizace platebních systémů 15

1.2.2 Autorizační, clearingový a zúčtovací proces 17

1.2.3 Historický vývoj technického zázemí platebních systémů 25

1.2.4 Visa (VisaNet) 28

1.2.5 Mastercard (Banknet) 29

1.3 Akceptace platebních karet 30

1.3.1 Akceptace platebních karet na bankomatech 30

1.3.2 Akceptace platebních karet na POS terminálech 34

1.3.3 Akceptace platebních karet v prostředí internetu 37

2 Modelování trendu a sezónní složky ekonomických a finančních časových řad z oblasti platebních karet pomocí dekompoziční metodologie 41

2.1 Dekompozice časové řady 41

2.2 Modelování trendové složky pomocí trendových funkcí 42

2.3 Modelování sezónní složky pomocí regresní metody 43

2.4 Počet provozoven s POS terminálem 43

2.4.1 Výběr funkce trendové složky, identifikace sezónní složky a sezónní očištění 43

2.4.2 Odhad parametrů modelu lineárního trendu 46

2.4.3 Diagnostická kontrola modelu lineárního trendu 47
2.5 Počet ATM 51
2.5.1 Výběr funkce trendové složky, identifikace sezónní složky a sezónní očištění 51
2.5.2 Odhad parametrů modelu lineárního trendu 53
2.5.3 Diagnostická kontrola modelu lineárního trendu 54
2.6 Počet transakcí 58
2.6.1 Výběr funkce trendové složky a identifikace sezónní složky 58
2.6.2 Odhad parametrů modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti 60
2.6.3 Diagnostická kontrola modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti 63
2.6.4 Odstranění trendové složky 66
2.6.5 Odhad parametrů modelu sezónnosti 67
2.6.6 Diagnostická kontrola modelu sezónnosti 69
2.6.7 Extrapolace pro období 2015q1-2015q4 na základě modelu sezónnosti 72
3 Modelování ekonomických a finančních časových řad z oblasti platebních karet pomocí Box-Jenkinsovy metodologie 73
3.1 Počet provozoven s POS terminálem 75
3.1.1 Určení řádu diferencování 75
3.1.2 Určení řádu polynomů $\Phi_p(B)$ a $\theta_q(B)$ 79
3.1.3 ARIMA(0,1,0)c 80
3.1.4 Extrapolace pro období 2013q1-2013q4 na základě modelu ARIMA(0,1,0)c 83
3.2 Počet ATM 84
3.2.1 Určení řádu diferencování 84
3.2.2 Určení řádu polynomů $\Phi_p(B)$ a $\theta_q(B)$ 88
3.2.3 ARIMA(0,1,0)c 89
3.2.4 ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou 92
3.2.5 Extrapolace pro období 2015q1-2015q4 na základě modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou 95
3.3 Počet provozoven 96

3.3.1 Určení řádu diferencování 96
3.3.2 ARIMA(0,1,0)c 98
3.3.3 SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c 100
3.3.4 SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c 102
3.3.5 SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c 105
3.3.6 Volba vhodného modelu 107
3.3.7 Extrapolace pro období 2015q1-2015q4 na základě modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c 108
Závěr 110
Seznam bibliografických záznamů 113
Seznam tabulek, obrázků a příloh 115
Přílohy 118

Úvod

Oblast platebních karet, i když se to na první pohled nemusí zdát, má velmi spletitou minulost, která byla významně ovlivňována technologickými inovacemi. Tyto technologické inovace změnily do jisté míry život nás všech a proměnily bankovnictví do podoby, ve které ho dnes známe.

Téma diplomové práce bylo vybráno kvůli dynamickému charakteru této oblasti, dále kvůli navázání na výklad v bakalářské práci autora s názvem „*Vývoj elektronických platebních prostředků umožňujících vzdálený přístup k peněžní hodnotě v ČR*“ a také kvůli pracovní specializaci autora v této oblasti.

Práce si v teoretické části (kapitole 1) klade za cíl analyzovat historický vývoj bankovních kartových asociací Visa a Mastercard, popsat jednotlivé platební systémy těchto kartových asociací včetně autorizačního, clearingového a zúčtovacího procesu, dále analyzovat historický vývoj platebních systémů VisaNet a Banknet. Cílem teoretické části diplomové práce je rovněž vedle provedení analýzy historického vývoje jednotlivých platforem využívaných pro akceptaci platebních karet, kterými jsou platební terminály, bankomaty a platební brány, také charakterizování těchto platforem z pohledu jejich možných druhů či komponent.

Praktická část diplomové práce (kapitola 2 a kapitola 3) zaměřená na analýzu ekonomických časových řad z oblasti akceptace platebních karet si klade za cíl aplikovat nabyté znalosti z bakalářských kursů jako „4ST201 – Statistika“, „4EK211 – Základy ekonometrie“ a magisterského kursu „4ST432 – Modely ekonomických a finančních časových řad“ do praxe. V rámci druhé kapitoly je cílem pomocí dekompozičního přístupu modelovat trendovou složku čtvrtletní časové řady *počtu provozoven s POS terminálem*, trendovou složku čtvrtletní časové řady *počtu ATM* a sezónní složku čtvrtletní časové řady *počtu transakcí*. Dále pak v případě pozitivních výsledků diagnostických kontrol modelů vytvořit ex post předpovědi. Cílem třetí kapitoly je s pomocí Box-Jenkinsovy metodologie (konkrétně s pomocí autoregresních integrovaných procesů klouzavých průměrů ARIMA a sezónních autoregresních integrovaných procesů klouzavých průměrů SARIMA) nalézt příslušné procesy, jenž generují vybrané čtvrtletní časové řady. Mezi tyto časové řady patří časová řada *počtu provozoven s POS terminálem*, časová řada *počtu ATM* a časová řada *počtu provozoven*. Opět v případě uspokojivých výsledků diagnostických kontrol modelů vytvořit pro výše zmíněné časové řady ex post předpovědi.

Teoretické část práce (kapitola 1) využívá především metodu analytickou a metodu deskriptivní. V praktické části (kapitola 2 a kapitola 3) jsou naopak použity metody matematicko-statistické a metody ekonometrické. U dekompozičního přístupu modelování časových řad je ve velké míře využívána regresní analýza. Zatímco u Box-Jenkinsové metodologie modelování časových řad analýza korelační.

1 Akceptace platebních karet

Služba akceptace platebních karet označovaná v angličtině jako „acquiring“ je finanční služba spočívající v umožnění obchodníkům přijímat (akceptovat) platební karty k úhradě zboží či služeb. Pojem akceptace karet je rovněž využíván v kontextu provozování bankomatů (ATM[1]). Obchodníci mohou platební karty přijímat ve svých kamenných prodejnách prostřednictvím tzv. EFTPOS[2] terminálů (dále jen „POS terminál“) či ve svých internetových obchodech s využitím tzv. platební brány (payment gateway). Finanční instituce poskytující na smluvním základě tuto službu obchodníkům je v terminologii kartových asociací nazývaná jako acquirer (zúčtovací banka, banka obchodníka). K tomu, aby daná finanční instituce mohla službu akceptace platebních karet poskytovat, musí disponovat licencí od jednotlivých kartových asociací a současně být v souladu s platnou právní legislativou příslušného státu. V ČR služba akceptace platebních karet spadá podle zákona č. 370/2017 Sb., o platebním styku do kategorie platebních služeb. Podle § 5 tohoto zákona mohou platební služby poskytovat mimo jiné banky, zahraniční banky, platební instituce, zahraniční platební instituce či poskytovatelé platebních služeb malého rozsahu. Podle českých právních předpisů nemusí být tedy acquirer synonymem pro banku, neboť platební služby tohoto charakteru mohou poskytovat i jiné instituce s příslušným oprávněním.

Protipólem akceptace platebních karet je služba spočívající ve vydávání platebních karet v angličtině nazývaná jako „issuing“. Finanční instituce vydávající platební karty jsou v terminologii kartových asociací označované jako issueři (vydavatelské banky, banky držitelů platebních karet). Aby mohla finanční instituce vydávat platební karty svým klientům musí také disponovat licencí kartových asociací a svou činnost provádět v souladu s právní úpravou dané oblasti.

Kartové asociace vydávají tzv. provozní pravidla, kterými upravují práva a povinnosti jednotlivých účastníků platebních kartových systémů. Tyto pravidla mohou být jak globálního charakteru, tak mohou být platná pouze pro určitý region, kontinent či specifickou část světa.

[1] **ATM** (**A**utomated **T**eller **M**achine) – bankomat. V následujícím textu bude pro zjednodušení pro výraz bankomat použita zkratka ATM bez ohledu na to, zda se jedná o víceúčelový bankomat či jednoúčelový bankomat. Klasické jednoúčelové bankomaty jsou známe spíše pod pojmy jako **C**ash **M**aschine, **C**ash **D**ispenser (CD) či **C**ash **D**ispenser **M**achine (CDM).

[2] **EFTPOS** (**E**lectronic **F**unds **T**ransfer at **P**oint **O**f **S**ale).

1.1 Bankovní kartové asociace

1.1.1 Historický vývoj bankovních karet a bankovních asociací v USA

Banky z USA se začaly o platební karty zajímat až po skončení 2. světové války. V roce 1947 se objevila vůbec první bankovní karta v podobě papírového dokladu s názvem Charge-It od **Flatbush National Bank** v New Yorku. Jednalo se o prostředek k placení a nikoli k poskytnutí úvěru držiteli karty. Obchodníci obdrželi od Flatbush National Bank finanční vypořádání po předložení prodejních dokladů. Na základě těchto dokladů provedla banka i vyúčtování vůči držitelům těchto karet. V roce 1951 **Franklin National Bank** v New Yorku začala vydávat charge karty s názvem Franklin Charge Plan. Tato karta, na které bylo jméno držitele karty i jeho úvěrový limit, se už podobala současným platebním kartám. Držitel karty od Franklin National Bank musel dlužnou částku bance zaplatit v závislosti na podmínkách úvěrové smlouvy do 30, 60 či 90 dnů. Obchodníci u každé transakce prováděli hlasovou autorizaci u Franklin National Bank [Juřík, 2012, str. 62].

Úspěšný projekt charge karet zahájila i **Marine Midland Bank**[3] z města Buffalo (stát New York), když 3.6. 1953 začala s jejich vydáváním. Charge karta se zpočátku jmenovala Midland Shoper Credit Service, nicméně později byla označována jako Midland Charge Plan [Juřík, 2012, str. 63].

V letech 1953–1954 byly charge karty vydávané už asi 100 bank z USA. Nicméně vzhledem k malým zkušenostem bank v této oblasti, přinesly tyto karty bankám spíše ztráty než zisky, a tak už v roce 1957 klesl počet amerických bank vydávající charge karty na 26 [Juřík, 2006, str. 43]. Důvodem ztrátovosti byla především absence zkušeností bank s tímto businessem. Poplatky vybírané od obchodníků a poplatky účtované držitelům karet nestačily k pokrytí provozních nákladů bank. Banky z toho důvodu začaly vydávat kreditní (úvěrové) karty, u kterých právě úrok z poskytnutého úvěru placený držiteli karet tvoří významnou složku výnosů vydavatelských bank [Juřík, 2012, str. 69].

Významnou událostí na trhu kreditních karet bylo zahájení vydávání kreditních karet bankou **Chase Manhattan Bank** v roce 1958. Chase Manhattan Bank tehdy přišla s kreditní kartou nazvanou Chase Manhattan Charge Plan, jejichž počet vzrostl koncem r. 1958. Držitelům karet byl zasílán měsíční výpis transakcí, které uskutečnili. Chase Manhattan Bank poskytovala držitelům karet možnost využít 10denní bezúročné lhůty, během které mohli držitelé svůj závazek vůči bance vyrovnat. Pokud tak neučinili, začala se jim dlužná částka

[3] **Marine Midland Bank** (dnes součást HSBC Holdings plc) byla později jednou ze zakládajících bank, které založily dnešní bankovní karetní asociaci Mastercard [Juřík, 2003, str. 43].

úročit. Kvůli realizaci kreditního rizika u nebonitních držitelů karet, kteří nebyli schopni splácet své závazky a dalším problémům se Chase Manhattan Bank rozhodla v roce 1962 program kreditních karet prodat společnosti **Uni-Serve**, která tyto karty dále nabízela pod názvem Uni-Card [Juřík, 2012, str. 69].

Další velmi významným okamžikem bylo zahájení programu kreditních karet ze strany **Bank of America** v roce 1958 (více viz kapitola 1.1.2). Projekt byl zpočátku ztrátový, nicméně r. 1961 se překlopil ze záporných čísel do plusových [Juřík, 2006, str. 56].

Vzhledem k počáteční ztrátovosti projektů kreditních karet **Chase Manhattan Bank** a **Bank of America** se ostatní banky v USA zdráhaly k vydávání vlastních kreditních karet. První zisk dosažený Bank of America z projektu kreditních karet v r. 1961 však obnovil důvěru v kreditní karty, a i ostatní banky v USA je začaly vydávat. Šlo například o chicagské banky **Continental Bank** a **First Bank of Chicago**, které zahájily vydávání kreditních karet v roce 1965 masové klientele. Tyto banky vydávaly kreditní karty bez jakéhokoli ověření bonity svým klientům, ale i dokonce neklientům. To všechno bylo umocněno i tím, že tito klienti či neklienti ani o kreditní karty nežádali (karty byly zasílány poštou). Nebonitní držitelé karet nebyli schopni splácet své závazky, další držitelé odmítali platit za transakce, jež provedli podvodníci s kradenými kartami. Tyto skutečnosti spolu s nastavením úrovně poplatků požadovaných od obchodníků na velmi nízkou úroveň se projekty kreditních karet výše uvedených bank dostávaly do velkých ztrát [Juřík, 2012, str. 75].

Roku 1965 vznikla asociace **Midwest Bank Card Association** (MBCA), jejíž zakladatelskými bankami byly 4 chicagské banky (First Bank of Chicago, Continental Bank a další). Cílem bank byla reciproční akceptace svých kreditních karet u nasmlouvaných obchodníků a inspirací byl franšízingový program BankAmericard od Bank of America (více viz kapitola 1.1.2). Tyto banky tímto spustily jednotný systém kreditních karet, do kterého do ledna 1967 vstoupilo dalších 600 bank [Juřík, 2006, str. 69 a 71; Juřík, 2012, str. 77].

V období 60. let vznikaly další významné kartové asociace. V prosinci 1966 byla 14 kalifornskými bankami založena asociace **California Bank Card Association** (CBCA), která se r. 1967 přejmenovala na **Western States Bankcard Association** (WSBA). Na východním pobřeží USA vznikla 16.8.1966 asociace **Interbank Card Association** (ICA). Další kartovou asociací, která vznikla v červnu 1967 z popudu 3 newyorských bank, byla asociace **Eastern States Bankcard Association** (ESBA) [Juřík, 2012, str. 78, 79 a 80].

Bank of America reagovala na vznikající kartové asociace jako CBCA (později WSBA) a ICA zavedením **franšízového programu BankAmericard** v roce 1966. Tímto

způsobem se do vydávání a akceptace karet BankAmericard mohly zapojit i další banky. [Juřík, 2003, str. 50].

Bankou, která zavedla vlastní program kreditních karet nazvaný Everything Card byla v roce 1967 newyorská **First National City Bank of New York**[4]. Od původní myšlenky nezapojovat se do žádné kartové asociace nakonec kvůli značné konkurenci systému Master Charge (asociace ICA) a systému BankAmericard (franšízing Bank of America) banka upustila a r. 1969 vstoupila do asociace ICA (později MasterCard). Poté co asociace NABANCO (později Visa U.S.A.) v r. 1976 zrušila svým členským bankám zákaz být současně i členem asociace ICA, se tato banka (tehdy už pod názvem Citibank) v únoru 1977 zapojila i do asociace IBANCO (později Visa International) a podařilo se jí stát se druhým největším vydavatelem kreditních karet Visa [Juřík, 2012, str. 82, 119, 120 a 121].

V roce 1967 se asociace WSBA přidružila k asociaci ICA, která odkoupila ochranou známku Master Charge od WSBA. Roku 1970 vznikla nová a na Bank of America[5] nezávislá organizace **NABANCO** (později Visa U.S.A.). V září 1974 došlo k založení mezinárodní organizace **IBANCO** (později Visa International). V r. 1977 přijala NABANCO označení **Visa U.S.A.** a asociace IBANCO název **Visa International**. K přejmenování názvu asociace ICA na **MasterCard International** došlo r. 1979. Při té příležitosti byl změněn i název karet Master Charge na MasterCard. Logo „i“ asociace ICA se na platebních kartách přestalo používat [Juřík, 2001, str. 25; Juřík, 2003, str. 49, 50, 51, 52 a 53; Juřík, 2012, str. 81, 118 a 122].

1.1.2 Visa

Historie bankovní asociace Visa se začíná psát v roce 1958, ve kterém **Bank of America** zahájila program kreditních karet, jež nesly označení BankAmericard. Bank of America spustila pilotní verzi tohoto programu v kalifornském městě Fresno v létě 1958. Do srpna 1958 Bank of America vydala v tomto městě 3 400 kreditních karet[6] a přiměla 900 obchodníků tyto karty přijímat. Obchodníci kreditní karty BankAmericard akceptovali

[4] **First National City Bank of New York** je dnes známá pod názvem Citibank, N.A, který přijala v roce 1976 [Pak, 2013, str. 233].

[5] Konkrétně se jednalo o nezávislost organizace NABANCO na společnosti **BankAmericard Service Corporation**. Tato společnost byla dceřinou společností Bank of America, prostřednictvím které Bank of America provozovala svůj franšízový program [Juřík, 2003, str. 50].

[6] **Kreditní karty BankAmericard** byly vyrobené z plastu a vydávané ve 2 verzích. White Card s úvěrovým limitem 300 USD byla určená pro klasické klienty, zatímco Gold Card s úvěrovým limitem 500 USD byla vydávána pouze vybraným klientům. Obchodník musel u White Card provést hlasovou autorizaci u transakcí přesahující částku 50 USD. U kreditních karet Gold Card byl tento limit nastaven na částku 100 USD [Juřík, 2012, str. 70].

s využitím tzv. **imprinterů**[7] (více viz kapitola 1.2.3). Bank of America inkasovala od obchodníků provizi (procentuálně stanovenou a počítanou z obratu) a roční poplatek za poskytnutí imprinteru [Juřík, 2001, str. 15 a 16]. K masovému vydávání kreditních karet BankAmericard a jejich akceptaci došlo až v březnu 1959, kdy se Bank of America zaměřila i na další kalifornská města San Francisco, Sacramento a Los Angeles. I přes počáteční problémy se projekt kreditních karet BankAmericard nakonec stal úspěšným [Juřík, 2012, str. 71].

Problémy programu kreditních karet BankAmericard byly spojené s jejich masovým rozšířením (zejména do Los Angeles). Někteří držitelé nebyli schopni splácet čerpané úvěry ve stanovenou dobu a někteří nebonitní držitelé je nebyli schopni splácet vůbec. Začaly se objevovat i podvody s padělanými kartami. Podvodníci také prováděli transakce s kradenými kreditními kartami, kdy u obchodníků nakupovali za částky nižší než byl limit, od kterého museli obchodníci provádět hlasové autorizace transakcí. Bank of America se z těchto chyb poučila a do svého programu kreditních karet BankAmericard vnesla řadu změn. Např. začala prověřovat bonitu žadatelů, kteří chtěli kreditní kartu vydat, upravila postupy upravující schvalování úvěrových limitů a vytvořila oddělení zabývající se vymáháním pohledávek. Změny programu BankAmericard přinesly ovoce r. 1961, kdy se dosud ztrátový projekt ukázal jako ziskový (zisk 179 tis. USD) [Juřík, 2012, str. 71 a 72].

Odpovědí Bank of America na vznikající kartové asociace jako CBCA (později WSBA) a ICA bylo zahájení franšízového programu koncem roku 1966, prostřednictvím kterého se do vydávání a akceptace karet BankAmericard mohly zapojit i ostatní banky. Tento licenční systém Bank of America poskytovala skrz dceřinou společnost **BankAmericard Service Corporation**, jenž udělovala licence tzv. hlavním bankám v jednotlivých státech USA. Tyto hlavní banky prováděly na základě přidělené licence autorizace, zúčtování karetních transakcí a uzavíraly smlouvy s ostatními bankami, které působily jako vydavatelské a akceptační banky [Juřík, 2003, str. 50].

Banky zapojené do franšízového programu BankAmericard začaly být postupem času nespokojené s tím, že platební karty nesou označení BankAmericard (jméno konkurenta) a také s formou řízení BankAmericard Service Corporation, od které požadovaly větší nezávislost od Bank of America. Bank of America nakonec tlakům bank podlehla a nakonec s vytvořením nové nezávislé organizace souhlasila. Roku 1970 tak vznikla nová nezávislá

[7] **Imprinter** – lze se setkat také s označením jako mechanický snímač, žehlička či validátor.

organizace s názvem **National BankAmericard Incorporated** (NABANCO) [Juřík, 2003, str. 51].

Do kartového systému BankAmericard se začaly připojovat i zahraniční banky. Prvním zahraničním členem byla britská **Barclays Bank**, která se do kartového programu připojila v r. 1966. V roce 1969 zahájily členství 4 kanadské banky a další zahraniční banky následovaly. Stejně jako tomu bylo na území USA, tak i zahraniční banky zapojené do programu BankAmericard požadovaly nezávislost na Bank of America. Hlavním důvodem bylo vylepšení stávajícího systému zúčtování, které zajišťovala Bank of America prostřednictvím korespondenčního bankovnictví. Zahraniční banky zapojené do programu BankAmericard musely zasílat prodejní doklady získané od obchodníků Bank of America do USA, která na jejich základě připravila podklady pro zúčtování. Banky potřebovaly vytvořit takový systém, který by efektivně zpracovával autorizace transakcí a zúčtovával tyto transakce v různých měnách. Problémovým byl i název karet – BankAmericard. Po vyčerpávajících jednáních byla nakonec v září 1974 založena mezinárodní organizace **International BankAmericard Incorporated** (IBANCO) [Juřík, 2003, str. 52 a 53].

V roce 1976 asociace IBANCO dovolila svým členským bankám působit současně i v programu konkurenční asociace ICA (karty Master Charge). Této příležitosti využila **Citibank** (předtím First National City Bank of New York), když se v únoru 1977 stala členem systému kreditních karet BankAmericard, který v tu dobu měnil název kreditních karet na Visa. Citibank se s pomocí nově zaváděného označení kreditních karet podařilo vydat přibližně 3 mil. karet a po Bank of America se tak stala druhým největším vydavatelem kreditních karet Visa [Juřík, 2012, str. 119 a 120].

S rostoucím regionálním působením asociace NABANCO a také s rozšiřující se oblastí působnosti mezinárodní asociace IBANCO rostla i potřeba změnit název karet BankAmericard, jenž by mohl snížit konkurenceschopnost platebního systému. Za nový název kartového programu bylo vybráno slovo Visa. V roce 1977 se regionální asociace NABANCO přejmenovala na **Visa U.S.A.** a mezinárodní asociace IBANCO zase na **Visa International** [Juřík, 2001, str. 25; Juřík, 2003, str. 53; Juřík, 2012, str. 115, 116 a 117].

Mezi další významné okamžiky lze zařadit rok 1987, ve kterém došlo k zahrnutí národních měn do clearingu a zúčtování. V roce 1992 došlo k vybudování provozních center ve městě McLean v USA (stát Virginie) a ve městě Basingstoke ve Velké Británi. V roce 1993 bylo zavedeno satelitní připojení[8] členských bank k platebnímu systému VisaNet.

[8] **Satelitní připojení** – tzv. **VSAT** (**V**ery **S**mall **A**perture **T**erminal).

Kartová asociace Visa do května 2007 vystupovala jako **Visa International** a dále také v podobě svých regionální společností (např. **Visa U.S.A. Inc.**, **Visa Canada Corporation**, **Visa Europe Ltd.**). V květnu 2007 vznikla nová společnost **Visa Inc**., do které byly v rámci reorganizace asociace v říjnu 2007 začleněny všechny regionální společnosti kromě Visa Europe. Další významná událost nastala 9.11.2007, když Visa Inc. zahájila tzv. IPO[9] na NYSE[10] a stala se tak veřejně obchodovanou společností. Visa Europe byla do Visa Inc. začleněna až akvizicí v červnu 2016 [Juřík, 2003, str. 149; Visa.com, Annual report 2018; Visa.cz, Historie kreditních karet].

1.1.3 Mastercard

Americké banky (zejména ze západního pobřeží USA) vnímaly úspěch kartového programu **Bank of America** a zároveň si uvědomovaly problémy chicagských bank **Continental Bank** a **First Bank of Chicago**, které se zpočátku snažily nastartovat své karetní programy jednotlivě. Banky proto v této době začaly přemýšlet nad spojováním do kartových asociací s cílem vybudovat síť zúčtovacích center v jednotlivých státech USA a vydavatelsko-akceptačních bank, jež by karty vydávaly a současně inkasovaly poplatky účtované obchodníkům. Ve Spojených státech amerických proto začaly vznikat 2 bankovní kartové asociace, které se poté spojily do současné asociace MasterCard [Juřík, 2006, str. 69].

V prosinci 1966 byla založena asociace **California Bank Card Association** (CBCA). CBA vznikla z podnětu 14 kalifornských bank (např. **Wells Fargo Bank**, **Bank of California**, **Crocker Bank** a **United California Bank**), které měly za cíl vybudovat společný kartový systém, jenž by využíval synergických efektů ze společného technického vybavení, společného názvu karty a loga asociace. CBCA si za logo a název karty zvolila Master Charge. Tento návrh zvítězil nad navrhovanými názvy jako Master Card a California Card. Netrvalo dlouho a do asociace vstupovaly další kalifornské banky, ale také banky z dalších států USA. V roce 1967 se proto CBA přejmenovala na **Western States Bankcard Association** (WSBA) [Juřík, 2012, str. 78 a 79].

Východní pobřeží USA nezůstalo v tomto ohledu nikterak stranou. 16.8.1966 byla 17 bankami (v čele s **Marine Midland Bank)** založena asociace **Interbank Card Association** (ICA). Marine Midland Bank měla zpočátku zájem zapojit se do projektu BankAmericard kalifornské banky Bank of America. Z této záležitosti nakonec sešlo a Marine Midland Bank začala s dalšími bankami projednávat možnost vytvoření nového karetního systému, který by

[9] **IPO** (**I**nitial **P**ublic **O**ffering).
[10] **NYSE** (**N**ew **Y**ork **S**tock **E**xchange).

zajišťoval veškeré činnosti od autorizací transakcí, clearingu, až po zúčtování. ICA původně zamýšlela pojmenovat své kreditní karty Master Charge. Nicméně toto označení si zvolila i asociace WSBA, která měla o autorská práva k tomuto názvu velký zájem. ICA ochranou známku Master Charge nakonec prodala asociaci WSBA za 25 tis. USD. Karty vydávané pod hlavičkou asociace ICA byly následně označovány názvem Interbank a symbolem „i". V roce 1967 došlo k přidružení asociace WSBA k asociaci ICA, která odkoupila ochranou známku Master Charge od WSBA zpět za 300 tis. USD. Toto spojení bylo velmi strategické, neboť vznikl karetní systém pokrývající jak východní (členské banky asociace ICA), tak západní pobřeží USA (členské banky asociace WSBA). Od r. 1970 musely vydavatelské banky v rámci asociace ICA používat na přední straně karty vedle označení „i" i logo Master Charge [Juřík, 2012, str. 80 a 81].

V roce 1968 se prvním zahraničním členem asociace ICA stala mexická banka **Banco Nacional de México** (Banamex). Nedlouho na to se objevil zájem o členství i některých japonských bank. Další významnou událostí bylo v r. 1968 uzavření smlouvy mezi ICA a společností **Eurocard International** o strategické spolupráci (více viz kapitola 1.1.4). V roce 1979 došlo k přejmenování názvu asociace ICA na **MasterCard International**[11] a současně s tím byl změněn i název karet Master Charge na MasterCard. Logo „i" asociace ICA se na platebních kartách tímto okamžikem přestalo používat [Juřík, 2003, str. 49 a 50; Juřík, 2012, str. 118].

MasterCard International koupil r. 1989 od společnosti **Cirrus International** její bankomatovou síť Cirrus. Dne 5.7.2002 došlo k připojení kartové asociace Europay do MasterCard International. Ze společnosti **Europay International** byla vytvořena regionální společnost **MasterCard Europe** (sídlo ve Waterloo). V roce 2006 MasterCard International přijala svou novou firemní identitu „MasterCard Worldwide" a s tím změnila i svůj název na **MasterCard Worldwide**[12]. Dne 25.5.2006 MasterCard International zahájila IPO na NYSE a stala se tak veřejně obchodovanou společností. V roce 2016 MasterCard Worldwide znovu změnila svou firemní identitu na „mastercard" a současně i název na **Mastercard**[13] [Juřík, 2001, str. 21; Juřík, 2012, str. 125; Mastercard.com, Annual reports 2006–2017].

1.1.4 Eurocard a Europay

Mezinárodní bankovní asociace Eurocard (později asociace Europay) byla založena roku 1965, ve kterém zahájila činnost společnost **Eurocard International** se sídlem

[11] **MasterCard International** – oficiální název MasterCard Incorporated.
[12] **MasterCard Worldwide** – oficiální název MasterCard Incorporated.
[13] **Mastercard** – oficiální název Mastercard Incorporated.

v Bruselu. Tato společnost byla vlastněna společnostmi jako **EuroCard Deutschland, EuroCard France** a švédskou rodinou **Wallenbergů**. Asociace Eurocard později založila dceřinou společnost **European Payment System Services** (EPSS), jenž měla za úkol zajišťovat vydávání karet, autorizaci transakcí a také jejich zúčtování. V roce 1968 došlo mezi asociací Eurocard a asociací ICA k zahájení strategické spolupráce. Předmětem této spolupráce bylo zajištění vydávání a akceptace karet ze strany asociace Europay v Evropě a stejných činností ze strany asociace ICA mimo ni. V roce 1992 se společnost Eurocard International spojila se společností **Eurocheque International**[14] do společnosti **Europay International**. Europay International v roce 1997 uzavřela s asociací MasterCard novou dohodu o strategické spolupráci, na základě které se Europay International starala o kartovým systém v kontinentální Evropě a MasterCard International ve Velké Británii. S cílem snížit náklady na provoz autorizační a zúčtovací infrastruktury se 5.7.2002 asociace Europay začlenila do asociace MasterCard. Ze společnosti Europay International byla vytvořena regionální společnost **MasterCard Europe** (sídlo ve Waterloo) [Juřík, 2001, str. 21 a 22; Juřík, 2003, str. 58 a 59; Juřík, 2012, str. 93].

1.2 Platební systémy

Mezinárodní placení platebními kartami je umožněno existencí telekomunikačních sítí, které propojují jednotlivá technologická zařízení (POS terminály, ATM, platební brány) a autorizační systémy acquirerů, autorizační systémy issuerů, autorizační spojovací moduly service providerů a v neposlední řadě také autorizační, clearingová a zúčtovací centra platebních systémů [Marvanová a kol., 1996, str. 186; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 91].

1.2.1 Organizace platebních systémů

Organizačně lze platební kartové systémy označované také jako **Payment Schemes** či **Bank Card Industry** rozdělit do 2 modelů. První model nazývaný jako **Closed Card System** je specifický pro nebankovní kartové systémy American Express, Diners Club a JCB. Druhý model – **Open Card System** je naopak charakteristický pro bankovní asociace Mastercard a Visa [Juřík, 2003, str. 142 a 143].

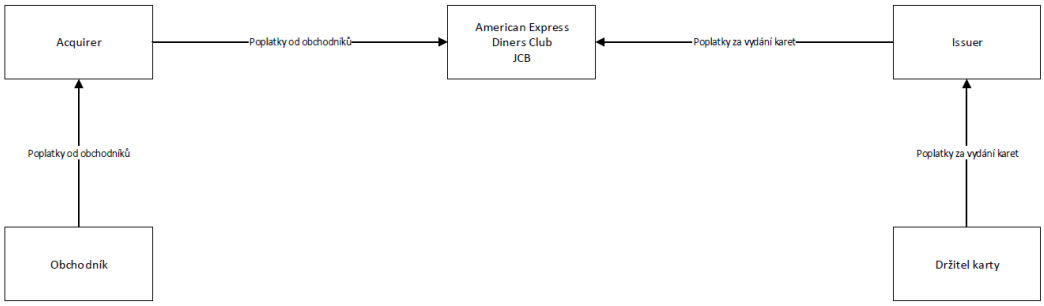
1.2.1.1 Uzavřený systém platebních karet (Closed Card System)

Vlastníky modelu jsou nebankovní společnosti jako American Express, Diners Club a JCB, které pro držitele karet přímo či nepřímo s využitím svých partnerů (např. bank či jiných

[14] **Eurocheque International** byla společnost založená bankami v r. 1968, jenž měla za úkol zajišťovat provoz jednotného záručního šekového systému využívajícího šekové záruční karty [Juřík, 2012, str. 93].

specializovaných finančních institucí) vydávají platební karty. Tyto nebankovní společnosti současně poskytují službu akceptace karet u obchodníků. Vlastníci modelu jsou tedy v tomto modelovém uspořádání přímo účastníci. American Express, Diners Club a JCB se starají o marketing svých platebních karet, vydávají systémová pravidla a zajišťují provoz technické infrastruktury (autorizace transakcí, zúčtování). V rámci těchto systémů existují centrální databáze držitelů karet, s pomocí kterých lze držitelům karet kdekoli na světě poskytnout služby jako kdyby se nacházeli v domovském státě, zaznamenat jim přírůstek věrnostních bodů, atd. Příjmy z poplatků za vydávání karet a příjmy z poplatků za akceptaci karet náleží American Express, Diners Club a JCB [Juřík, 2003, str. 143; Jílek, 2013, str. 519].

Obr. 1.2.1 Uzavřený kartový systém



Pramen: [Juřík, 2003, str. 143], vlastní zpracování

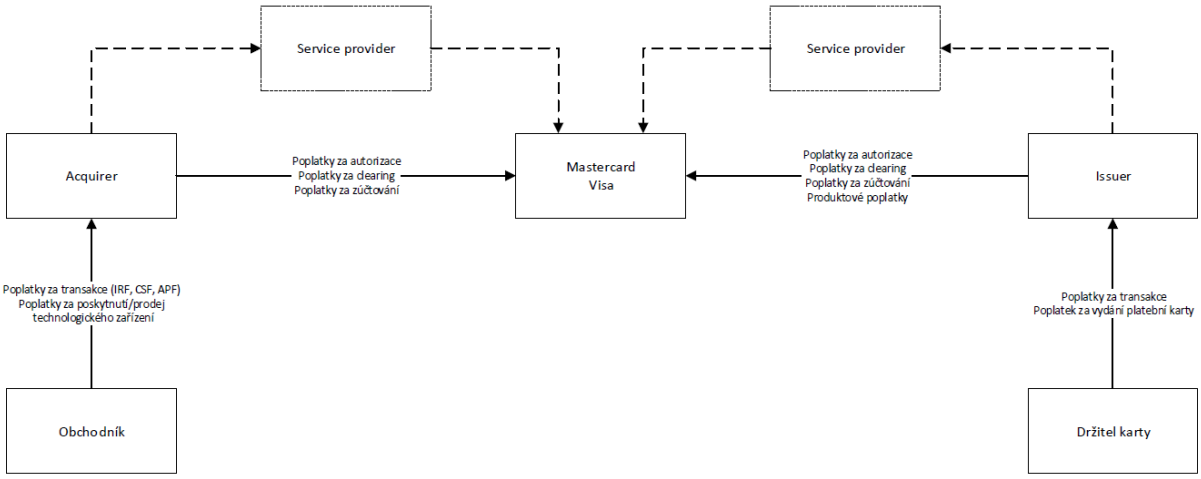
1.2.1.2 Otevřený systém platebních karet (Open Card System)

U tohoto modelu jsou vlastníkem modelu kartové bankovní asociace Mastercard a Visa, které samy platební karty nevydávají. Kartové bankovní asociace se skládají z issuerských finančních institucí (např. banky), které na základě licence od příslušné asociace platební karty vydávají, a acquirerských finančních institucí, které na základě oprávnění od asociací poskytují akceptaci platebních karet nasmlouvaným obchodníkům a dalším subjektům. Asociace Mastercard a Visa stanovují systémová pravidla, produktová pravidla zajišťují provoz technického zázemí (autorizace, clearing, zúčtování). Issuerské společnosti platí příslušné asociaci produktové poplatky, autorizační poplatky a poplatky za clearing a zúčtování. Příjem issuerů tvoří především úrokové výnosy z poskytnutých úvěrů u kreditních karet, **interchange reimbursement fee** (IRF)[15] (viz dále) a poplatky za vydané karty. Acquirerské finanční instituce platí kartovým asociacím autorizační poplatky, poplatky za clearing a zúčtování. Příjem acquirerů tvoří tzv. **acquirer procesing fee** (APF)[16] (např.

[15] **Interchange reimbursement fee** (IRF) je také označován jako uhrazovací poplatek nebo mezibankovní poplatek. V anglickém jazyce se lze setkat s dalšími názvy jako multilateral interchange fee (MIF) a interchange fee (IF) [Jílek, 2013, str. 523].
[16] **Acquirer procesing fee** (APF) je marže acquirera.

procentuální částka, kterou si acquirer účtuje z transakce) a poplatky za poskytnutí technologického zařízení pro akceptaci karet (imprinter, POS terminál, platební brána). Poplatky za autorizace, clearing a zúčtování, které platí issueři a acquireři kartovým asociacím, jsou někdy souhrnně označovány jako **card scheme fees** (CSF) [Juřík, 2003, str. 142; Jílek, 2013, str. 519].

Obr. 1.2.2 Otevřený kartový systém se 4 účastníky



Pramen: [Juřík, 2003, str. 142], vlastní zpracování

1.2.2 Autorizační, clearingový a zúčtovací proces

Životní cyklus transakce realizované s využitím platební karty se skládá ze 3 na sebe navazujících procesů. Prvním procesem je autorizace transakce, na kterou navazuje druhý proces nazývaný clearing. Poslední fází je proces označovaný jako zúčtování [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 91]. Základním předpokladem účasti jednotlivých subjektů v platebních kartových systémech je vedle příslušného povolení od kartové asociace Mastercard a Visa také systémová infrastruktura subjektu. Bez těchto technologických základů by acquireři, issueři ani provozovatelé ATM (tzv. ATM providers) nemohli v platebních systémech existovat. Mezi takovéto systémy u acquirerů či provozovatelů ATM patří např.:

- **autorizační systém** – zajišťuje komunikační spojení mezi acquirerem/provozovatelem ATM a autorizačním centrem platebního systému;
- **termianl management system (TMS)** – jeho prostřednictvím je řízena síť POS terminálů a ATM;
- **obchodní systém** – slouží k evidenci portfolia obchodníků (evidence obchodníků, obchodních míst, poplatků atd.);
- **zúčtovací systém** – s jeho pomocí dochází ke kreditování a debetování účtů obchodníků, kreditování vlastních účtů k ATM, atd [Juřík, 2001, str. 61 a 62].

U issuerů se můžeme setkat s **autorizačním systémem**, jenž slouží ke komunikaci s autorizačním centrem platebního systému. Issueři dále využívají tzv. **card management system**, který zajišťuje evidenci držitelů platebních karet, produktů (např. typů platebních karet), provedených transakcích atd. V neposlední řadě musí i issuer disponovat **zúčtovacím systémem**, který zajistí zúčtování debetních a kreditních operacích na účtech držitelů karet [Juřík, 2001, str. 61 a 62].

Zúčtovací systémy acquirerů, provozovatelů ATM a issuerů jsou pro účely zúčtování transakcí z tuzemského clearingu (více viz kapitola 1.2.2.2.2) dále napojeny na příslušný tuzemský mezibankovní platební systém. V ČR je tento tuzemský mezibankovní platební systém zajišťován ČNB prostřednictvím systému CERTIS[17]. Pro zúčtování transakcí z mezinárodního clearingu (více viz kapitola 1.2.2.2.2) využívají kartové asociace, acquireři, provozovatelé ATM a issueři korespondenční bankovnictví na principu tzv. nostro a loro účtů v kombinaci s mezibankovními platebními systémy. V Evropě se u eurových plateb využívá např. platebního systému TARGET2[18], EURO1 či STEP2.

1.2.2.1 Autorizační proces

Autorizaci transakce si lze představit jako dotaz, kterým se ověřuje oprávněnost použití platebního prostředku k transakci. Tento dotaz je směřován na issuera (v některých případech tomu tam není, viz dále), který ověřuje dostatečné finanční krytí na platebním účtu držitele karty, zda nebyla platební karta nahlášena jako ukradená nebo ztracená (tj. zda se platební karta nenachází na tzv. stop listu) [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93].

Autorizaci transakce můžeme členit podle několika kritérií. Podle způsobu provedení rozlišujeme autorizaci hlasovou a elektronickou. Podle metody provedení se autorizace dělí na autorizaci pozitivní a negativní. Dále lze rozlišit issuer online autorizaci a autorizaci stand-in processor [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93, 94 a 95].

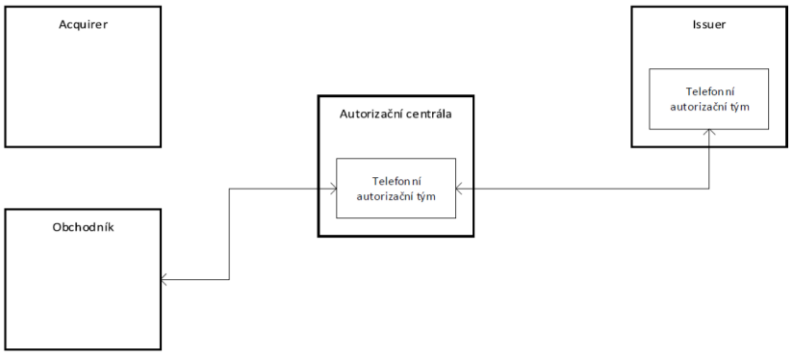
1.2.2.1.1 Hlasová a elektronická autorizace

Hlasová autorizace je historicky starší způsob provedení autorizace, jenž probíhá prostřednictvím telefonní komunikace. Obchodník měl stanoven tzv. **floor limit**, do kterého nemusel transakce ověřovat. Jakmile transakce tento limit převýšila, musel se obchodník telefonicky spojit s autorizační centrálou, která transakci u issuera ověřila. Autorizační

[17] **CERTIS** (**C**zech **E**xpress **R**eal **T**ime **I**nterbank Gross **S**ettlement System).
[18] **TARGET** (**T**rans-european **A**utomated **R**eal-time **G**ross settlement **E**xpress **T**ransfer system)

centrály byly specializovaná pracoviště, která nejdříve telefonicky a později dálnopisem[19] (telexem) propojovala zúčastněné banky. Autorizační centrum se tedy spojilo s příslušným issuerem, kterému předalo **autorizační dotaz** (autorization request). Vydavatel karty musel následně prověřit aktuální zůstatek na účtu držitele karty, zkontrolovat svůj stop list a předat zpět **autorizační odpověď** (authorization response). Proces byl nákladný na lidské zdroje a současně také zdlouhavý, neboť trval 5 až dokonce 21 minut. Na počátku 70. let se autorizační proces podařilo zkrátit na 1 minutu [Juřík, 2003, str. 147; Juřík, 2012, str. 84; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93].

Obr. 1.2.3 Autorizační schéma v 70. letech



Pramen: [Juřík, 2003, str. 148], vlastní zpracování

V současné době se hlasová autorizace používá v případech, kdy není (např. z technických důvodů) možné provést elektronickou autorizaci přes POS terminál, nebo v případě podezření, že se jedná o podvodnou transakci [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93].

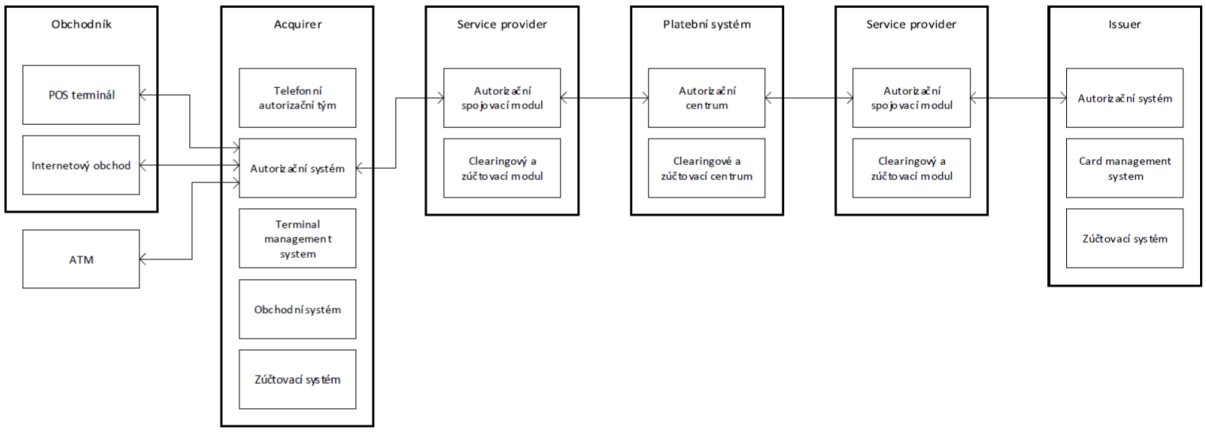
Elektronická autorizace spočívá v elektronickém přenosu autorizačních dotazů a autorizačních odpovědí mezi technologickým zázemím acquirera a issuera s pomocí platebního systému. V případě transakcí iniciovaných na POS terminálech nebo ATM se v rámci autorizačních dotazů přenášejí data jako číslo platební karty, datum expirace karty a další údaje, jenž se získají z magnetického proužku či čipu platební karty[20], dále pak částka transakce a zadaný PIN kód (pokud byl vyžadován). U transakcí realizovaných v prostředí internetu na platebních branách autorizační dotazy obsahují mimo jiné údaje také čísla karet, data platnosti a kontrolní číslice CVC či CVV[21]. Autorizační systém acquirera předá data do

[19] **Dálnopis** (telex) se začal v autorizačním procesu mezi autorizačními centry a bankami používat s příchodem mezinárodního používání karet [Juřík, 2003, str. 147].
[20] **Bankovní čipové karty** standardu EMV (Europay, MasterCard, Visa) se začaly objevoval koncem 90. let [Juřík, 2012, str. 150].
[21] **C**ard **V**erification **C**ode (terminologie asociace Mastercard) a **C**ard **V**erification **V**alue (terminologie asociace Visa).

autorizačního centra platebního systému[22] autorizační dotaz, který je předložen issuerovi. Issuer následně zasílá zpět acquirerovi autorizační odpověď, která může mít podobu:

- approved – issuer souhlasí s provedením transakce a acquirerovi poskytne autorizační kód o 6ti znacích;
- declined – issuer s uskutečněním transakce nesouhlasí (např. kvůli nedostatku finančních prostředků na účtu držitele karty);
- pick up card/capture card – issuer vyžaduje platební kartu zadržet (karta je na stop listu);
- call issuer/refer to card issuer – je vyžadováno provedení hlasové autorizace [Juřík, 2001, str. 59; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93 a 97].

Obr. 1.2.4 Autorizační schéma v současnosti



Pramen: [Juřík, 2003, str. 148], vlastní zpracování

1.2.2.1.2 Pozitivní a negativní autorizace

Při **pozitivní autorizaci** dochází k ověření platnosti karty, přítomnosti karty na stop listu a dostatku finančních prostředků na účtu držitele karty přímo u issuera. Tato metoda provedení autorizace se využívá standardně. U **negativní autorizace** se ověřuje platnost karty a zda se platební karta nenachází na stop listu. V tomto případě nedochází ke kontrole výše finančních prostředků na účtu držitele karty u issuera, ale kontrolují se nastavené autorizační limity platební karty (denní, týdenní, podle typu operace apod.). Pokud částka transakce tento limit nepřesahuje, karta je platná a současně se nenachází na stop listu, je transakce schválena k procesování [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93 a 97].

[22] Acquireři a issueři často využívají služeb specializovaných finančních institucí (service providers), které disponují technologickým zázemím, jenž je napojeno na autorizační, clearingová a zúčtovací centra platebního systému.

1.2.2.1.3 Issuer online a stand-in processor autorizace

Issuer online autorizace spočívá v odeslání autorizačního dotazu z autorizačního systému acquirera do autorizačního centra platebního systému a následném předání tohoto dotazu autorizačnímu systému issuera. Issuer následně stejným způsobem zašle acquirerovi autorizační odpověď. Místem, kde se tedy vytvoří autorizační odpověď je autorizační centrum issuera. Tento způsob je v dnešní době nejrozšířenější a zároveň nejbezpečnější [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 95].

V případě **stand-in processor autorizace** nedochází k autorizaci transakce v autorizačním systému issuera, ale v autorizačním centru platebního systému nebo autorizačním spojovacím modulu service providera. Issueři stanovují pro tzv. prefixy[23] platebních karet speciální autorizační parametry (tzv. down option parameters), jenž se pravidelně aktualizují v autorizačním centru platebního systému a v autorizačních spojovacích modulech service providerů. Tyto parametry charakterizují maximální výše jednotlivých transakcí a maximální výši denní či týdenní útraty v závislosti na druhu operace. V případě, že issuer nezašle autorizační odpověď na autorizační dotaz do určité doby, je transakce autorizována v autorizačním centru platebního systému (tzv. **dynamic stand-in processor autorizace**). Issuer se může také s autorizačním centrem platebního systému domluvit, že všechny jeho transakce bude jeho jménem ověřovat právě toto autorizační centrum (tzv. **permanent stand-in processor autorizace**). Jak u dynamic, tak u permanent stand-in procesor autorizace dochází k ověření transakce ze strany autorizačního centra platebního systému na podle issuerem předem daných parametrů. Může se také objevit situace, kdy dojde k přerušení komunikace s platebním systémem jako takovým. V tomto případě je transakce ověřena v místním autorizačním spojovacím modulu service providera, a to opět na základě výše uvedených down option parameters. Jakmile je spojení opět funkční, jednotliví účastníci (autorizační centrum platebního systému, autorizační spojovací moduly a autorizační systémy issuerů) provedou aktualizaci dat. Stand-in procesor autorizace se v současnosti využívá především jako záložní [Marvanová a kol., 1996, str. 187; Juřík, 2001, str. 152 a 153; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 95].

1.2.2.2 Clearingový proces

Druhou fází životního cyklu transakcí tzv. clearing (započtení, vypořádání), který spočívá ve vzájemném započtení pohledávek a závazků mezi účastníky systému (kartové

[23] **Prefix** je část čísla karty, která jedinečným způsobem označuje issuera a typ platební karty [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 95].

asociace, acquireři, provozovatelé ATM, issueři atd.). Platební systémy Mastercard a Visa jsou tzv. **čistými platebními systémy**[24] pracujícími na principu **multilaterálního vypořádání.** Na konci vlastníkem platebního systému stanovené doby (nejčastěji jde o konec pracovního dne) dojde v clearingovém centru platebního systému k vypočítání tzv. multilaterálních čistých vypořádacích pozic[25]. Multilaterální čistou vypořádací pozici účastníka platebního systému si lze představit jako rozdíl součtu hodnot všech pohledávek a součtu hodnot všech závazků. Tento součet může být kladný (tzv. kladná multilaterální čistá vypořádací pozice) nebo záporný (záporná multilaterální čistá vypořádací pozice). V rámci clearingu dochází také k zohlednění pohledávek a závazků jednotlivých účastníků z titulu poplatků (např. interchange reimbursement fees, card scheme fees, service fees apod.). K samotnému vypořádání (zúčtování) těchto pozic mezi účastníky platebního systému dochází až v poslední fázi, která se nazývá settlement/zúčtování (více viz kapitola 1.2.2.3) [Schlossberger, 2012, str. 177 a 178; Jílek, 2013, str. 522, 523 a 542].

Z pohledu acquirera, který je současně i issuerem platebních karet, lze identifikovat transakce dvojího druhu. Transakce označované jako **on-us** jsou transakce, které provedli naši držitelé karet na námi provozovaných POS terminálech, ATM a námi provozované platební bráně. Tyto transakce jsou zpracovávány[26] a zúčtovány v rámci této jedné instituce formou převodů finančních prostředků mezi účty držitelů karet a účty obchodníků, případně účty samotné instituce za předpokladu, že provozuje ATM. Zatímco **off-us** transakce jsou transakce, které provedli cizí držitelé karet na našich POS terminálech, ATM a naší platební bráně. Tyto transakce jsou zpracovány v clearingovém centru platebního systému. Z pohledu acquirera lze off-us transakce dále členit na **tuzemské** (cizí držitel karty, jehož issuer je ze stejného státu) a **mezinárodní** (cizí držitel karty, kterému byla karta vydána issuerem z jiného státu) [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 98].

Do platebního systému vstupují 3 základní typy operací (presentment, retrieval request, chargeback). Tzv. **presentment**, který je do platebního systému zasílán z podnětu acquirera, dělíme podle jeho charakteru na 3 podkategorie (normal, credit, reversal). Normal představuje debetní transakci, kterou realizoval držitel karty při platbě na POS terminálu, na

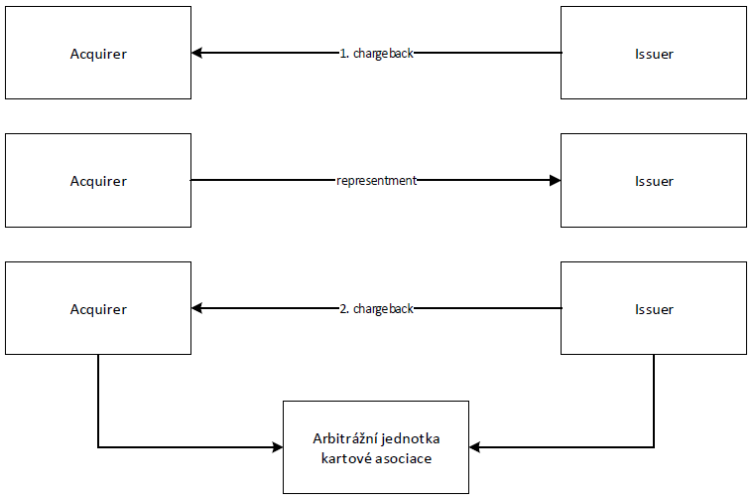
[24] **N**et **S**ettlement **S**ystem (čistý platební systém). Čisté platební systémy dále členíme podle principu započtení na systémy bilaterálního čistého vypořádání (**B**ilateral **N**et **S**ettlement **S**ystems) a systémy multilaterálního čistého vypořádání (**M**ultilateral **N**et **S**ettlement **S**ystems). Vedle čistých platebních systémů existují i tzv. **G**ross **S**ettlement **S**ystems (hrubé, brutto systémy vypořádání), které rozdělujeme na dávkové hrubé systémy (**B**atch **G**ross **S**ettlement **S**ystems) a hrubé systémy pracující v reálném čase (**R**eal **T**ime **G**ross **S**ettlement **S**ystems) [Schlossberger, 2012, str. 177; Jílek, 2013, str. 535, 542].

[25] **Multilaterální čistá vypořádací pozice** (**M**ultilateral **N**et **S**ettlement **P**osition).

[26] Lze využít i služeb některého service providera, který transakce zpracuje a danému acquirerovi poskytne podklady pro zúčtování (settlement).

platební bráně či při výběru hotovosti na ATM. Credit je kreditní transakce směřovaná ve prospěch účtu držitele karty. Jde o samostatnou transakci (bez vazby na původní debetní transakci držitele karty) reprezentující návrat finančních prostředků držiteli karty ze strany obchodníka (vrácení zboží, neposkytnutí služby apod.). Reversal se na rozdíl od podkategorie credit vztahuje k původní debetní transakci držitele karty a představuje její storno. Dalším typem operace je **retrieval request**, což je požadavek issuera směřovaný acquirerovi na zaslání dokumentace k zúčtované transakci. Posledním typem operace je tzv. **chargeback** (mezinárodní reklamace kartové transakce). U tohoto reklamačního procesu, který se skládá z několika fází, dochází k vzájemnému inkasování předmětné částky finančních prostředků issuerem a acquirerem [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 100 a 101].

Obr. 1.2.5 Fáze procesu mezinárodní reklamace



Pramen: [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 101], vlastní zpracování

Podle použité metody rozlišujeme tzv. single message system (SMS) a dual message system (DMS) clearingu. Podle toho, kde jsou transakce zpracovány dělíme clearing na tuzemský a mezinárodní [Marvanová a kol, 1996, str. 187, 188 a 189; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 177].

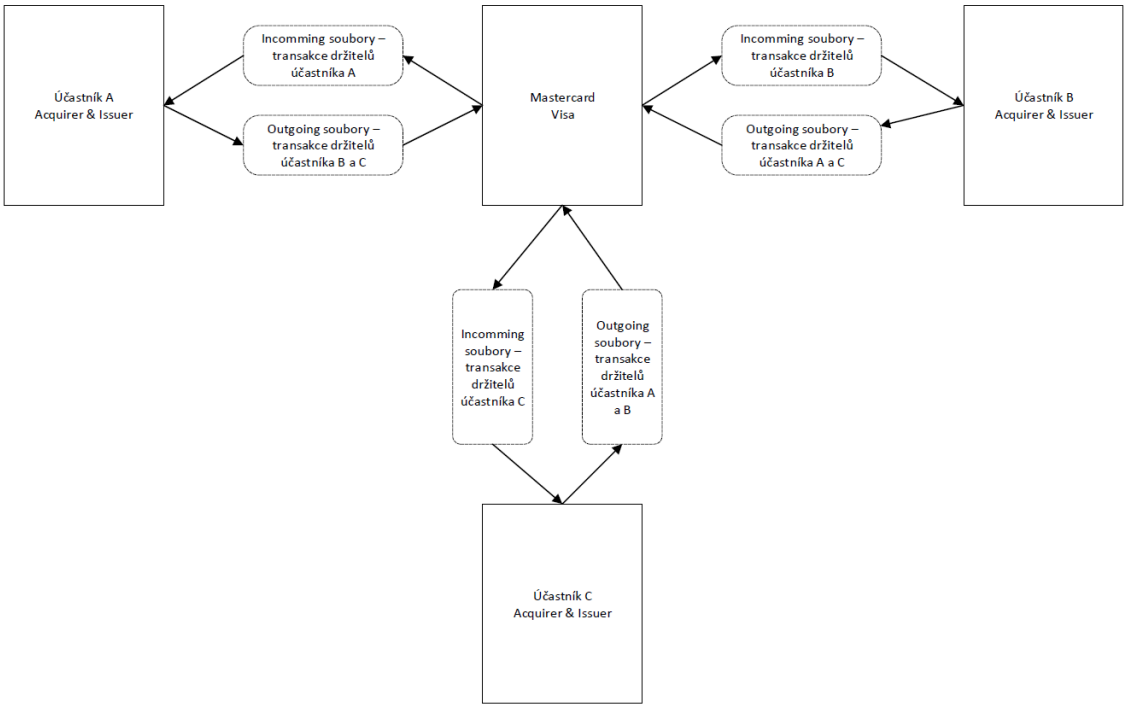
1.2.2.2.1 Single message system a dual message system

Single message system (SMS) je systém, který je založen na autorizačních zprávách, které rovnou vstupují do clearingu. Všechny údaje nezbytné pro clearing jsou už obsaženy v autorizačních zprávách. U tohoto systému neprobíhá zasílání tzv. outgoing souborů[27] do clearingového centra platebního systému ze strany acquirerů či provozovatelů ATM ani

[27] **Outgoing soubory** jsou soubory používané v systému DMS, prostřednictvím kterých acquireři předkládají clearingovému centru platebního systému informace o provedených off-us transakcích na svých POS terminálech, ATM či své platební bráně. Tyto soubory slouží jako podklad pro vytvoření incoming souborů.

zasílání tzv. incoming souborů[28] issuerům. SMS systém nevyužívá dávkové zpracování (tzv. batch processing), které DMS systém vyžaduje. **Dual message system** (DMS) je naopak založen na autorizačních zprávách, které nevstupují ihned do clearingu. U tohoto systému je proces autorizace oddělený od clearingového procesu. Acquireři u systému DMS vytvářejí outgoing soubory, které po dávkách (batch processing) předkládají clearingovému centru pro zpracování. Clearingové centrum tyto soubory zpracuje a pro issuery vytvoří incoming soubory [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 99; UniBul's Money Blog. Authorization, Clearing, and Settlement of MasterCard Transactions].

Obr. 1.2.6 Clearingové schéma systému DMS



Pramen: [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 99], vlastní zpracování

1.2.2.2.2 Tuzemský a mezinárodní clearing

Do **tuzemského clearingu** vstupují transakce realizované držiteli karet, jejichž issuer je ze stejného státu jako acquirer obchodníka. Clearingovou institucí bývá v tomto případě některá z bank či jiná nebankovní instituce, která zpracovává transakce uskutečněné na území daného státu. Zúčtování pohledávek a závazků z clearingu probíhá prostřednictvím tuzemského mezibankovního platebního systému. V ČR jsou korunové závazky a pohledávky bank zúčtovány systémem CERTIS, který provozuje ČNB. U **mezinárodního clearingu** je

[28] **Incoming soubory** jsou soubory využívané v systému DMS, kterými clearingové centrum platebního systému předává jednotlivým issuerům informace o provedených transakcích jejich držiteli karet. Tyto soubory jsou vytvářeny z outgoing souborů jednotlivých acquirerů.

clearing prováděn clearingovým centrem kartového platebního systému [Marvanová a kol., 1996, str. 189; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 101].

1.2.2.3 Zúčtovací proces

Zúčtovací proces (tzv. settlement) je poslední fází, ve kterém dochází k zúčtování kladných a záporných multilaterálních čistých vypořádacích pozic jednotlivých účastníků kartového platebního systému, které byly vypočteny/započteny v clearingu. Zúčtovací proces čistých pozic z **tuzemského clearingu** je realizován prostřednictvím tuzemského mezibankovního platebního styku založeném buď na korespondenčním bankovnictví, nebo na mezibankovním platebním systému. Jak už bylo výše uvedeno, v ČR jsou korunové závazky a pohledávky zúčtovávány mezibankovním platebním stykem přes platební systém CERTIS. Čisté pozice kartových asociací, acquirerů, provozovatelů ATM a issuerů vypočtené v rámci **mezinárodního clearingu** jsou zúčtovávány přes systém korespondenčního bankovnictví, které je založeno na existenci tzv. nostro a loro účtů. Do tohoto systému však mohou být zapojeny i platební systémy využívané v daných zemích (či mezi zeměmi) k mezibankovnímu platebnímu styku. V Evropě tak mohou být eurové multilaterální čisté pozice účastníků kartového platebního systému zúčtovávány např. přes platební systém TARGET2, EURO1 nebo STEP2 [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 103; Schlossberger, 2012, str. 176].

1.2.3 Historický vývoj technického zázemí platebních systémů

Na samém začátku vývoje platebních karet neexistovaly POS terminály, bankomaty ani centrální clearingová a zúčtovací centra platebních systémů. První platební karty byly z papírového materiálu a obchodníci tyto platební karty akceptovali tak, že údaje na nich uvedené ručně opisovali na papírové účtenky. Pokud částka transakce nepřesahovala floor limit, obchodník neprováděl hlasovou autorizaci transakce (více viz kapitola 1.2.2.1.1**Chyba! Nenalezen zdroj odkazů.**). V případě, že tomu tak nebylo, obchodník byl nucen hlasovou autorizaci provést. U pozitivního výsledku autorizace sdělil operátor obchodníkovi autorizační kód, který obchodník následně napsal na účtenky. Obchodník takto vystavil na jednu transakci celkem 3 účtenky. Jednu účtenku obchodník předal držiteli karty, druhou účtenku si ponechal a třetí účtenku (podklad k zúčtování) náležící issuerovi uložil na prodejně k odeslání svému acquirerovi. Obchodník po určitém čase zaslal účtenky náležící issuerům poštou svému acquirerovi. Acquirer na základě těchto obdržených účtenek vyplácel v určité frekvenci (týdenní, měsíční) obchodníkovi peníze za prodejní transakce. Acquirer následně zaslal poštou tyto účtenky jednotlivým issuerům s požadavkem na zúčtování. Poté co issueři obdržely účtenky, debetovali účty svých držitelů karet a zasílali peníze příslušným

acquirerům. Držitel karty dostával za určité období (např. měsíční) od svého issuera balík účtenek, na základě kterých mu issuer debetoval účet, a soupis těchto účtenek. Celý proces byl velmi náročný, zdlouhavý a nákladný. Nečitelné či chybné údaje na účtenkách vzniklé ručním opisováním údajů z platebních karet způsobovaly problémy při zúčtování. Opisováním údajů se také prodlužoval celý nákup na obchodním místě [Juřík, 2012, str. 73, 84].

Nelze se proto divit, že všichni hledali způsoby zjednodušení. Nejdříve se objevily platební karty z plastu, do kterých byly údaje vyraženy (tzv. embosovány) a ve 40. letech také i první **imprintery**[29]. S pomocí imprinterů bylo možné na účtenku z kopírovacího papíru otisknout údaje z embosované platební karty a také z identifikačního štítku obchodníka, jenž byl na imprinteru připevněn. Na účtenku z kopírovacího papíru poté obchodník ručně připsal datum a částku transakce (případně ještě autorizační kód poskytnutý operátorem u hlasové autorizace) a držitel účtenku podepsal. S využitím kopírovacího papíru účtenky a imprinteru takto vznikly 3 prodejní doklady. V 60. letech se na trhu ukázaly imprintery, u kterých bylo možné mechanickým či elektronickým způsobem nastavit částku i datum transakce. Koncem 60. let a začátkem 70. let, které bylo charakteristické vznikem kartových asociací jako MBCA[30] (1965), CBCA[31] (prosinec 1966), ICA[32] (srpen 1966), ESBA[33] (červen 1967), si banky začaly uvědomovat nutnost centralizovat činnosti jako zasílání platebních karet klientům, zpracovávání účtenek obdržených od obchodníků, typování těchto účtenek do bankovních počítačových systémů. Nedávalo smysl, aby každá banka prováděla výše uvedené činnosti sama. Z toho důvodu začaly v této době vznikat **specializované provozní centrály** (tzv. switche). Myšlenka provozních center (switchů, či omniswitchů) spočívala v automatickém přepojování hlasových autorizací acquirerů k issuerům, provádění elektronického clearingu a zajišťování finančního zúčtování kartových transakcí a hotovostních operací. Právě **ESBA**, jenž byla založená v červnu 1967 z popudu 3 newyorských bank jako kartová asociace, se stala jednou z prvních provozních center (switchů), když v Lake Success na Long Islandu (stát New York) vytvořila moderní počítačové centrum pro autorizaci a zpracování kartových transakcí. Toto centrum bylo označované jako **Omniswitch**. ESBA procesovala transakce realizované kartami Master Charge (asociace ICA) a kartami BankAmericard (franšízing Bank of America). Podobné

[29] **Imprinter** – lze se setkat také s označením jako mechanický snímač, žehlička či validátor.
[30] **MBCA** (**M**idwest **B**ank **C**ard **A**ssociation).
[31] **CBCA** (**C**alifornia **B**ank **C**ard **A**ssociation) – r. 1967 se přejmenovala na **WSBA** (**W**estern **S**tates **B**ankcard **A**ssociation) [Juřík, 2012, str. 79].
[32] **ICA** (**I**nterbank **C**ard **A**ssociation).
[33] **ESBA** (**E**astern **S**tates **B**ankcard **A**ssociation).

centrály (switche) vytvořily i další kartové asociace jako WSBA v kalifornském San Francisku, ICA u St. Louise ve státě Missouri (více viz kapitola 1.2.5) a NABANCO[34] v San Mateo ve státě Kalifornia (více viz kapitola 1.2.4). Poštovní zasílání účtenek probíhalo v USA ještě během 60. a začátkem 70 let. Kartový svět se už v tuto dobu nemohl dočkat příchodu POS terminálů, které se začaly objevovat v polovině 70. let. [Juřík, 2003, str. 91, 92; Juřík, 2012, str. 73, 78, 79, 87 a 107].

S tím jak rostl počet vydaných karet, rostl i počet provedených transakcí. Častěji se objevovaly také podvodné transakce, a banky proto snižovaly floor limity obchodníkům. Obchodníci tedy museli častěji provádět hlasové autorizace, což vedlo k velkému vytížení autorizačních center. Banky a autorizační centrály proto začaly mezi sebou místo telefonního spojení častěji používat dálnopis[35] (telex). S rostoucím počtem transakcí rostl i počet zasílaných účtenek poštou. Jejich zasílání a zpracování bylo pro obchodníky, acquirery i provozní centrály stále větší zátěží. Na straně issuerů tomu bylo při zpracování účtenek obdobně. Hledaly se proto možnosti, které by umožnily proces zpracování papírových účtenek automatizovat. Banky a zúčtovací centra zaváděli **optické četní** papírových účtenek a také analyzovaly možnosti zavedení **elektronického přenosu dat**, který už tehdy využívaly **ATM** (viz kapitola 1.3.1). Další zjednodušení přišlo v polovině 70. let s **POS terminály** (více viz kapitola 1.3.2), které se začaly objevovat v USA a Francii. K masovému rozšíření POS terminálů nicméně došlo až v 90. letech s rozmachem debetních karet [Juřík, 2003, str. 92, 147 a 161].

Na samotném začátku rozvoje bankomatů koncem 60. let a začátkem 70. letech, mohli z bankomatů vybírat pouze klienti, jenž měli u daného provozovatele bankomatů veden účet. Avšak rozmach telekomunikačních technologií umožnil vznik **bankomatových sítí**, které byly provozovány více bankami společně. První zemí, ve které začaly vznikat sdílené bankomatové sítě byly USA (1972-1975). První bankomatovou sítí byla síť **Exchange** vytvořená 18 bankami ve státě Washington. Významnou bankou v oblasti bankomatů se stala newyorská **Citibank**[36], které v r. 1979 disponovala svojí sítí bankomatů o 400 kusech. Do poloviny 80. let bylo v USA vybudováno přes 100 bankomatových sítí (např. **Exchange**, **Cirrus**, **Plus** atd.). Vzhledem fúzím bankovních ústavů a propojováním bankomatových sítí se však tento počet bankomatových sítí snižoval a v roce 1982 jich bylo v USA přibližně 20.

[34] **NABANCO** (**Na**tional **Ban**kAmericard In**co**rporated).
[35] **Dálnopis** (telex) je telekomunikační zařízení, které přes telefonní linky přenáší textové zprávy. Obsahem takovýchto autorizačních žádostí bylo číslo karty, datum platnosti karty, částka a datum transakce [Juřík, 2003, str. 147].
[36] **Citibank, N.A.** byla dřívější **First National City Bank of New York**. Nový název tato banka přijala v r. 1976 [Pak, 2013, str. 233].

MasterCard International koupil r. 1989 od společnosti **Cirrus International** její bankomatovou síť Cirrus. Podobnou akvizici provedla také **Visa International** v r. 1992, když od společnosti **Plus System Incorporated** koupila bankomatovou síť Plus. V 80. letech začaly banky uplatňovat poplatek **service fee** u transakcí realizovaných v „cizích" bankomatech. Tento poplatek souží jako odměna provozovateli bankomatu za poskytnutí služby výběru hotovosti. Poplatek platí držitel karty prostřednictvím svého issuera [Juřík, 2003, str. 100 a 101; Juřík, 2012, str. 125 a 126].

1.2.4 Visa (VisaNet)

Kartová asociace NABANCO si také uvědomovala potřebu vybudovat vlastní specializované provozní centrály a proto r. 1972 zahájila práce na vytvoření vlastního autorizačního centra. Tento systém, jehož technické zázemí bylo situováno ve městě San Mateo (stát Kalifornia), byl uveden do provozu 1.4.1973 pod názvem **BASE I**[37]. Autorizační systém BASE I automaticky přesměrovával hlasové autorizace na počítačové systémy issuerů, ve kterých byly evidovány disponibilní zůstatky účtů držitelů karet. Obchodník tak obdržel velmi rychle autorizační odpověď. Tímto krokem se zkrátila průměrná doba autorizace z 5 minut na 1 min. V případě, že issuer na autorizační dotaz neodpovídal, byla transakce ověřena na základě tzv. down option parameters v systému BASE I (více viz kapitola 1.2.2.1.3). Autorizační systém BASE I byl zpočátku konstruován tak, aby v za hodinu odbavil 5 tisíc autorizací. Dalším úkolem bylo vybudovat clearingové a zúčtovací centrum, které kartová asociace spustila do provozu 30.4.1973 pod označením **BASE II**. Díky uvedení clearingového a zúčtovacího systému BASE II do provozu ušetřily členské banky NABANCO v r.1973 celkem 12 mil. USD na nákladech související se zasíláním účtenek, což bylo v kontrastu s investicí 7 mil. USD do systému poměrně velkou úsporou. V. r. 1976 NABANCO zprovoznila další provozní centrum na východním pobřeží USA a současně zvýšila kapacity systémů BASE I a BASE II. Díky tomuto vylepšení byl autorizační systém BASE I schopen procesovat až 16 tisíc autorizací za hodinu. Průměrná doba autorizace se zkrátila z 1 minuty na 10 sekund. Nejdříve bylo možné realizovat clearing a zúčtování pouze v amerických dolarech USD, což se změnilo v r. 1986, kdy Visa zavedla mnohoměnový clearing a zúčtování [Juřík, 2003, str. 149; Juřík, 2012, str. 108; Visa.cz, Historie kreditních karet].

Platební systém kartové asociace Visa se nazývá **VisaNet**. Na rozdíl od Banket (platební systém kartové asociace Mastercard) byl tento systém zpočátku koncipován jako

[37] **BASE** (**B**ank**A**mericard **S**ervice **E**xchange).

centralizovaná síť s centrálními databázemi[38]. Později však Visa změnila koncepci svého platebního systému a začala systém decentralizovat prostřednictvím svých regionálních společností a provozních center. Jednotliví členové asociace Visa jsou do sítě VisaNet napojeni přes satelitní spojovacími body označované jako **Visa Access Point** (VAP). Provozní centra platebního systému VisaNet se např. nachází v USA ve městě San Mateo (stát Kalifornie), které se označuje jako **Direct Exchange**, dále ve městě McLean (stát Virginie) a ve Velké Británii ve městě Basingstoke [Juřík, 2003, str. 151 a 152; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 91].

1.2.5 Mastercard (Banknet)

I kartová asociace ICA věděla, že bude nezbytné postavit autorizační, clearingovou a zúčtovací centrálu. ICA využila provozního centra **Omniswitch** v Lake Success na Long Islandu (stát New York), jenž bylo provozováno asociací **ESBA**[39], a v červnu 1970 v něm zprovoznila počítače od společnosti IBM, jenž zajišťovaly autorizaci. Toto autorizační centrum využívala např. i banka **Marine Midland Bank**[40] či kartová asociace **ESBA**. Omniswitch se tak stal centrálním místem, do kterého obchodníci akceptující karty Master Charge volali při hlasových autorizací. Tímto došlo k eliminování situací, při kterých obchodníci byli nuceni volat v závislosti na issuerovi karty na různá místa. Do autorizace transakcí přes switchové centrum v Lake Success se v lednu 1972 zapojily i zahraniční členové kartové asociace ICA z Velké Británie, Francie, Španělska, Portorika, Venezuely a Kolumbie. Členské banky kartové asociace ICA z Mexika a Japonska se zase připojily k procesingu kartových transakcí přes switch v kalifornském San Francisku, který původně vybudovala asociace WSBA[41]. Kartová asociace ICA dokončila budování autorizačního systému v r. 1973 a pojmenovala ho jako **INAS**[42]. V r. 1974 uvedla ICA do provozu i clearingový a zúčtovací systém s názvem **INET**[43]. Zpočátku bylo možné provádět clearing a zúčtování pouze v USD. V 80. letech už byly přidány i další měny [Batiz-Lazo a kol., 2011, str. 259; Stearns, 2011, str. 76; Juřík, 2003, str. 147 a 149 ; Juřík, 2012, str. 107 a 108]

---

[38] **Centrální databáze** jsou využívány především v uzavřených platebních systémech (Closed Card Systems), které jsou charakteristické pro nebankovní asociace jako American Express, Diners Club a JCB [Juřík, 2003, str. 149].
[39] **ESBA** (**E**astern **S**tates **B**ankcard **A**ssociation).
[40] **Marine Midland Bank** (dnes součást HSBC Holdings plc) byla později jednou ze zakládajících bank, které založily dnešní bankovní karetní asociaci Mastercard [Juřík, 2003, str. 43].
[41] **WSBA** (**W**estern **S**tate**s** **B**ankcard **A**ssociation) do r. 1967 působila jako kartová asociace **CBCA** (**C**alifornia **B**ank **C**ard **A**ssociation). V roce 1967 se asociace WSBA přidružila k asociaci ICA, která odkoupila ochranou známku Master Charge od WSBA [Juřík, 2012, str. 81].
[42] **INAS** (**I**nterbank **N**ational **A**uthorisation **S**ystem).
[43] **INET** (**I**nterbank **N**etwork for **E**lectronic **T**ransfer).

Kartová asociace Mastercard označuje svůj platební systém jako **Banknet**. Na rozdíl od VisaNet byl Banknet budován jako decentralizovaná síť jednotlivých provozních center. Tímto bylo dosaženo snížení telekomunikačních nákladů při budování systému a také snížení rizik spojených s výpadky spojení mezi těmito provozními centry. Operační centrum tohoto systému nazývané jako **Operations Center** vzniklo v r. 1971 u St. Louise (stát Missouri). Záložní centrum systému Banknet provozovala kartová asociace Mastercard na utajované lokaci na Long Islandu (stát New York). Teroristické útoky v New Yorku r. 2001 si nicméně vyžádaly přesun tohoto záložního centra na nové utajované místo do státu Missouri. Počítačová síť systému Banknet spojuje jednotlivé členy asociace Mastercard počítačovými body označovanými jako **Mastercard Interface Processor** (MIP) přes VPN[44]. Jeden takovýto počítačový bod může být využíván i více členy asociace. V České republice využívají acquireři k připojení do systému Banknet počítačového bodu **Global Payments Europe, s.r.o.** (GPE) [Marvanová a kol., 1996, str. 186; Juřík, 2003, str. 151].

1.3 Akceptace platebních karet

1.3.1 Akceptace platebních karet na bankomatech

1.3.1.1 Historický vývoj bankomatů

Bankomaty[45], jak je známe dnes, by nemohly vzniknout bez vynálezu prvních počítačů. Společnosti jako **Hewlett-Packard** a **IBM** začaly nabízet počítače pro komerční sféru už v 50. letech. Je pochopitelné, že banky a další finanční instituce s růstem bankovních operací byly postupně nucené automatizovat své provozní mechanismy s pomocí počítačů. Jako první na světě uvedla bankomat do provozu **Barclays Bank** v Londýně 27.6.1967. Klienti mohli z tohoto bankomatu vybírat hotovost po vložení speciálního šeku obsahujícího speciální chemikálie, které jednoznačně označovaly daného klienta banky. Klient byl následně vyzván k natypování PINu[46]. Šek byl bankomatem zadržen jako doklad o vydání hotovosti. Další bankomaty využívaly k identifikaci klientů děrné štítky, které bankomat také zadržel a klientům byly následně zasílány zpět poštou. V těchto děrných štítcích už byly PIN kódy šifrované pomocí jednoduchých algoritmů. Později byly využívána technologie platebních karet s magnetickým proužkem a platebních karet s čipem. V USA byl první

[44] **VPN (V**irtual **P**rivate **N**etwork) – privátní datová linka využívající šifrování dat v prostředí internetu a k jejich dešifrování digitální certifikáty.
[45] **Bankomat** – **A**utomated **T**eller **M**achine (ATM), **C**ash **M**aschine, **C**ash **D**ispenser (CD) či **C**ash **D**ispenser **M**achine (CDM).
[46] **PIN** – **P**ersonal **I**dentification **N**umber.

bankomat uveden do provozu 9.9.1969 bankou **Chemical Bank** na Long Islandu (stát New York) [Juřík, 2012, str. 101, a 102].

První bankomaty uváděné do provozu během 60. let a začátkem 70. let nedisponovaly jako ty současné obrazovkou, ale textovými válci, jež klienta instruovaly. Tyto bankomaty také vydávaly hotovost v obálkách, které musely být zaměstnanci provozovatele bankomatu plněny ručně hotovostí. Bankomaty **první generace** pracovaly v offline režimu (**offline bankomaty**), neboť v té době nebyla k dispozici technologie umožňující online autorizaci transakce u issuera. Z toho důvodu banky zpočátku umožňovaly vybírat hotovost z bankomatům jen svým klientům, kteří měli u ní veden šekový či běžný účet. Hotovost byla klientovi za bankomatu vydána po vložení děrného štítku, jež bankomat po výdeji hotovosti zadržel. Klientům byly tyto děrné štítky zasílány zpět poštou nejčastěji společně s měsíčním výpisem z účtu. Nicméně postupem času se bankomaty stále více a více zdokonalovaly. Došlo k odstranění vydávání hotovosti v obálkách. Místo děrných štítků, které se podvodníci naučili velmi rychle padělat a PIN kódy v nich jednoduchými algoritmy zašifrované dešifrovat, začaly být k identifikaci klientů od roku 1971 používány platební karty s magnetickým proužkem. K šifrování[47] údajů na magnetických proužcích karet se zpočátku využívaly také jednoduché algoritmy. Magnetické proužky platebních karet obsahovaly šifrované údaje jako identifikační znaky klientů, PIN kódy, finanční limity karet a také disponibilní limity, jež se snižovaly s provedením každé další transakce. Po uběhnutí určitého časového období (např. 24 či 48 hodin) od poslední provedené transakce, bankomat při další transakci tento disponibilní limit navýšil na částku odpovídající finančnímu limitu. Bankomaty obsahovaly rovněž databáze se stop listy (ztracené, odcizené karty či karty vydané k účtům jejichž zůstatek byl nulový). Databáze bankomatů obsahující stop listy a údaje o provedených transakcích se s bankovními systémy aktualizovaly nejdříve fyzicky s využitím disket či přenosných disků a později i dálkově prostřednictvím modemů [Juřík, 2001, str. 65; Juřík, 2003, str. 88; Juřík, 2012, str. 106, 107].

Současné bankomaty pracují v online režimu (**online bankomaty**), neboť autorizace transakcí probíhá v reálném čase pomocí datového spojení s autorizačním centrem platebního systému a autorizačním systémem issuera. V tomto případě není na magnetickém proužku platební karty zašifrovaný ani PIN kód, finanční limit ani disponibilní limit. První online bankomat byl uveden do provozu **Lloyds Bank** ve Velké Británii v r. 1972. Tento bankomat

[47] Později se u platebních karet s magnetickým proužkem začal používat symetrický šifrovací algoritmus **DES** (**D**ata **E**ncryption **S**tandard), který vynalezla společnosti **IBM** v roce 1977. V roce 1977 vznikl také asymetrický šifrovací algoritmus **RSA** (**R**ivest, **S**hamir, **A**dleman), který se v 90. letech začal využívat k šifrování údajů na platebních kartách s čipem [Juřík, 2012, str. 111].

vyvinutý společností **IBM**, který pracoval s platebními kartami s magnetickým proužkem, už byl elektronicky propojen s účetním systémem banky a umožňoval tak provedení online autorizací transakcí. Banky začaly bankomaty **druhé generace** uvádět do provozu od poloviny 70. let. V polovině 80. let se objevila **třetí generace** bankomatů a na konci 80. let už i **generace čtvrtá**. Současné bankomaty využívající internetového spojení označujeme jako bankomaty **páté generace**. Technologický vývoj v této oblasti byl poměrně rychlý. Bankomatům postupně přibývaly funkce, které mohly plnit. Šlo např. o vklad hotovost, podání příkazu k úhradě, tisk výpisu z účtu, dotaz na zůstatek účtu, změna PINu, dobití kreditu mobilního telefonu apod. [Juřík, 2003, str. 89 a 91; Juřík, 2012, str. 106, 107, 108 a 159]. Mezi nejznámější dodavatele bankomatů v současnosti patří společnosti jako **Diebold Nixdorf** a **NCR Corporation** [Juřík, 2001, str. 65; Juřík, 2003, str. 91].

1.3.1.2 Komponenty bankomatu

1.3.1.2.1 Provozní a trezorová část bankomatu

Bankomat můžeme z pohledu jeho obsluhy rozdělit do 2 částí – provozní části a části trezorové. **Provozní část** bankomatu je obsluhována držitelem platební karty či pracovníkem zajišťujícího servis bankomatu. Tato část se skládá z obrazovky řídícího počítače (obrazovky s bočními funkčními tlačítky či dotykové obrazovky), klávesnice, snímacího zařízení platebních karet (čtečky platebních karet), výdejového zařízení hotovosti (výdejního hotovostního modulu), depozitního zařízení pro hotovost (depozitního hotovostního modulu), tiskárny účtenek a případně dalších částí (např. tiskárny výpisů). **Trezorová část** zase obsahuje: kazety s hotovostí, bezpečnostní a komunikační modul, který šifruje autorizační dotazy, dešifruje autorizační odpovědi a zajišťuje komunikaci s technickou infrastrukturou provozovatele ATM [Marvanová a kol., 1996, str. 189; Schlossberger a Hozák, 2005, str. 120, 121 a 122; Juřík, 2001, str. 65; Juřík, 2003, str. 89].

1.3.1.2.2 Hardwarová a softwarová část bankomatu

Z technologického úhlu pohledu členíme bankomat do hardwarové a softwarové části. **Hardwarová část** zahrnuje řídící počítač s obrazovkou, klávesnici, snímací zařízení platebních karet, výdejové zařízení hotovosti, depozitní zařízení pro hotovost, tiskárnu účtenek a trezor. **Softwarová část** se skládá z operačního systému řídícího bankomatu a dalšího aplikačního softwaru [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 121 a 122].

1.3.1.3 Druhy bankomatů

Dnešní bankomaty můžeme členit podle několika kritérii. Podle režimu provozu, ve kterém pracují, rozlišujeme **online** a **offline** bankomaty. Z hlediska umístění se můžeme setkat s bankomaty **venkovními** (through the wall) a **vnitřními** (freestanding ATM) Podle charakteru služeb, které bankomaty poskytují dělíme bankomaty na **jednoúčelové** (Cash Dispenser) a **víceúčelové** (Automated Teller Machine).

1.3.1.3.1 Offline a online bankomaty

Jak už bylo nastíněno v kapitole 1.3.1.1 u **offline bankomatů** neprobíhá online autorizace transakce v autorizačním centru platebního systému či autorizačním systému issuera. Autorizace je u tohoto typu bankomatu provedena na základě údajů na magnetických proužcích karet či čipech platebních karet[48] a údajích v databázi řídícího počítače bankomatu. Bankovní systémy se s databázemi bankomatů obsahující stop listy a údaje o provedených offline transakcích aktualizovaly nejdříve fyzicky s využitím disket či přenosných disků a později také dálkově s využitím modemu. U **online bankomatů** dochází v závislosti na typu autorizace (pozitivní, negativní, issuer online, stand-in processor autorizace) k online autorizaci transakce v autorizačním centru platebního systému, autorizačním centru issuera či autorizačním spojovacím modulu service providera (více viz kapitola 1.2.2.1). V rámci autorizačního dotazu se přenášejí údaje jako číslo platební karty, datum platnosti karty a další údaje získané z magnetického proužku či čipu platební karty. Dále autorizační dotaz obsahuje částku transakce a držitelem karty zadaný PIN kód. V závislosti na druhu autorizace (pozitivní či negativní autorizace) dojde také k ověření disponibilního zůstatku na účtu klienta (pozitivní autorizace) či ověření autorizačních limitů (negativní autorizace) [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 93 a 122; Juřík, 2012, str. 107].

1.3.1.3.2 Vnitřní a venkovní bankomaty

Vnitřní bankomaty (freestanding ATM) se instalují volně v prostoru, nejčastěji v prostorech bankovních poboček či nákupních středisek. Banky velmi často tyto bankomaty umisťují do uzavřených vstupních místností poboček. **Venkovní bankomaty** (through the wall) jsou bankomaty, jejichž trezorová část zapuštěna do budovy. U těchto bankomatů je tedy viditelná pouze jejich provozní část [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 123].

[48] **Bankovní čipové karty** standardu EMV (Europay, MasterCard, Visa) se začaly objevoval koncem 90. let [Juřík, 2012, str. 150].

1.3.1.3.3 Jednoúčelové a víceúčelové bankomaty

Jednoúčelové bankomaty (Cash Dispenser) umožňují pouze výběr hotovosti, zatímco **víceúčelové bankomaty** (Automated Teller Machine) poskytují klientům řadu služeb od výběru hotovosti až po dobití kreditu mobilních operátorů. Velmi často nicméně dochází k tomu, že se pro bankomat bez ohledu na to, jaké služby poskytuje, používá označení ATM. Lze se také setkat s tzv. **recyklačními bankomaty**, které jsou podkategorií víceúčelových bankomatů. Tyto bankomaty disponují funkcionalitou, která dokáže klienty vloženou hotovost znovu vyplatit [Marvanová a kol., 1996, str. 190; Juřík, 2001, str. 65 a 66; Juřík, 2003, str. 104 a 105].

1.3.2 Akceptace platebních karet na POS terminálech

1.3.2.1 Historický vývoj POS terminálů

Stále se zvyšující počet vydaných karet vedl pochopitelně k růst počtu transakcí. Náročnost zpracovávání papírových účtenek jak na straně obchodníků, tak na straně acquirerů a issuerů spolu s vytížeností autorizačních center, které zajišťovaly hlasové autorizace, začala být neúnosná. Zavedení elektronického přenosu dat bylo nevyhnutelné. Na trhu platebních karet se proto v polovině 70. let objevily POS terminály, které značným způsobem ovlivnily způsob placení platební kartou na kamenných prodejnách obchodníků. K jejich masovému rozšíření nicméně došlo až později v 90. letech spolu s rozvojem debetních karet [Juřík, 2003, str. 92; Juřík, 2012, str. 161].

POS terminály **první generace** pracovaly v **offline režimu** a sloužily především k elektronickému sběru dat. Obchodník musel na klávesnici tohoto zařízení natypovat nezbytné údaje z platební karty (částka, číslo platební karty atd.). POS terminály tehdy ještě nedisponovaly technologií, která by umožnila elektronický přenos dat z platebních karet. Autorizace transakce byla prováděna prostřednictvím hlasové autorizace či kontrolou oproti stop listu (ztracené, odcizené karty či karty vydané k účtům jejichž zůstatek byl nulový) uloženém v databázi POS terminálu. Databáze POS terminálu obsahující stop list a údaje o provedených transakcích se s bankovními systémy aktualizovala fyzicky s pomocí disket [Juřík, 2003, str. 92; Juřík, 2012, str. 108, 109 a 161].

Druhá generace POS terminálů rovněž zpočátku pracovala v **offline režimu**, nicméně POS terminály už byly schopné načítat údaje z magnetických proužků platebních karet. Autorizace transakce probíhala prostřednictvím kontroly finančního limitu a data expirace platební karty na magnetickém proužku platební karty a kontroly stop listu v databázi POS terminálu. Data v POS terminálech (stop listy a údaje o realizovaných transakcích) se do

bankovních systémů či do systémů zúčtovacího centra přenášely nejdříve fyzicky s pomocí disket. Později už i dálkově přes telekomunikační linky (např. telefonní linky). Od poloviny 80. let se začaly objevovat POS terminály, které už pracovaly v **online režimu**. Autorizace platební transakce tak probíhala v reálném čase v autorizačním centru platebního systému nebo autorizačním systému issuera. V rámci autorizačních dotazů se přenášely údaje jako číslo platební karty, datum expirace karty a další údaje, jež se získaly z magnetického proužku či později z čipu platební karty[49], dále pak částka transakce a zadaný PIN kód (pokud byl vyžadován) [Juřík, 2001, str. 64; Juřík, 2003, str. 92; Juřík, 2012, str. 108, 109 a 161].

POS terminály **třetí generace** spouštěné do provozu koncem 90. let už dokázaly provozovat na terminálu současně více aplikací (platební operace, věrnostní programy, bonusové programy a další speciální funkce). Mezi nejvýznamnější dodavatele POS terminálů v současnosti patří americká společnost **VeriFone Holdings Incorporated** a francouzská společnost **Ingenico Group S.A.** [Juřík, 2003, str. 94; Juřík, 2012, str. 162].

1.3.2.2 Komponenty POS terminálů

POS terminál můžeme rozdělit do 4 částí. První částí je **základní jednotka** (samotný POS terminál), která obsahuje obrazovku[50], funkční tlačítka, klávesnici, snímací zařízení platebních karet (čtečku magnetických platebních karet, kontaktní čtečku čipových karet, bezkontaktní čtečku čipových karet), procesorový modul, paměťový modul a další komponenty. Další částí POS terminálu je **tiskárna**[51] tisknoucí účtenky. POS terminál může také obsahovat tzv. **PIN pad**, což je zařízení určené pro obsluhu terminálu držitelem karty. PIN pad se využívá především u stacionárních POS terminálů. POS terminál se dále skládá z **komunikačního a napájecího modulu**[52], který zajišťuje napájení POS terminálu z elektrické sítě a komunikaci POS terminálu s technickou infrastrukturou acquirera. Konstrukce POS terminálu závisí na typu platebního terminálu (stacionární či přenosný) a také na samotném výrobci [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 127 a 128].

1.3.2.3 Druhy POS terminálů

Současné POS terminály můžeme členit podle několika kritérií. Podle režimu provozu, ve kterém pracují, rozlišujeme **online** a **offline** POS terminály. Z hlediska jejich

[49] **Bankovní čipové karty** standardu EMV (Europay, MasterCard, Visa) se začaly objevoval koncem 90. let [Juřík, 2012, str. 150].
[50] V dnešní době už některé POS terminály disponují **dotykovými barevnými obrazovkami** (např. Ingenico Desk/5000 či Ingenico Move/5000.
[51] **Tiskárna** může být součástí samotného POS terminálu (základní jednotky).
[52] **Komunikační a napájecí modul** může být také součástí základní jednotky (tj. samotného POS terminálu). Tento modul je také někdy označován jako základna, do které se POS terminál vkládá k nabití.

přenositelnosti dělíme POS terminály na **stacionární** a **přenosné** [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 128 a 129].

1.3.2.3.1 Offline a online POS terminály

Stejně jako bankomaty, tak POS terminály mohou pracovat v offline a online režimu. U **POS terminálů** fungující v **offline režimu** nedochází k autorizaci transakce v autorizačním centru platebního systému či autorizačním systému issuera. Transakce jsou autorizovány podle autorizačních limitů POS terminálu, jejichž výši určuje acquirer, podle stop listu v POS terminálu a také podle nastavení dané platební karty. U některých POS terminálů se lze setkat s nastavením, které vyžaduje online autorizaci, i když částka transakce nepřesahuje autorizační limity POS terminálu. Všechny offline transakce se během dne evidují v databázi terminálu a při provedení uzávěrky POS terminálu se (v závislosti na připojení terminálu k infrastruktuře acquirera) odešlou acquirerovi a dále do platebního systému. Offline režim POS terminálů je pochopitelně pro acquirery výhodný, neboť snižuje acquirerovi telekomunikační náklady. U dnes velmi rozšířený platebních karet s čipem[53], mohou issueři parametrizovat jednotlivé typy operací, jejich počty a částky, u kterých je možné provést autorizaci v offline režimu. **POS terminály** pracující v **online režimu** provádějí autorizace v reálném čase. V závislosti na typu autorizace (pozitivní, negativní, issuer online, stand-in processor autorizace) je transakce autorizována online v autorizačním centru platebního systému, autorizačním centru issuera či autorizačním spojovacím modulu service providera (více viz kapitola 1.2.2.1) [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 129].

1.3.2.3.2 Stacionární a přenosné POS terminály

Stacionární POS terminály jsou instalovány na takových obchodních místech, kde není vyžadována jejich přenositelnost. Jde např. o poklady supermarketů, poklady čerpacích stanic atd. Konektivita s technickou infrastrukturou acquirera může být zajištěna napojením komunikačního a napájecího modulu (případně samotného POS terminálu) kabelem na pevnou telefonní linku (ADSL[54]) či LAN[55] kabelem na ethernetovou zásuvku. U některých modelů se rovněž využívá mobilní datová síť (GPRS[56]), na kterou je POS terminál napojen přes SIM[57] kartu. **Přenosné POS terminály** jsou zase používány tam, kde je s nimi potřeba manipulovat. Může se jednat např. o restaurace, hotely, taxislužby, přepravní společnosti atd.

---

[53] **Bankovní čipové karty** standardu EMV (Europay, MasterCard, Visa) se začaly objevoval koncem 90. let [Juřík, 2012, str. 150].
[54] **ADSL** (**A**symmetric **D**igital **S**ubscriber **L**ine).
[55] **LAN** (**L**ocal **A**rea **N**etwork).
[56] **GPRS** (**G**eneral **P**acket **R**adio **S**ervice).
[57] **SIM** (**S**ubscriber **I**dentity **M**odule či **S**ubscriber **I**dentification **M**odule).

Konektivitu POS terminálu se systémy acquirera může zajišťovat mobilní datová síť (GPRS), ke které je terminál připojen s využitím SIM karty. Dále lze využít bezdrátové připojení k internetu přes WLAN[58] síť (Wi-Fi[59] síť). Další možností je bluetooth propojení POS terminálu s komunikačním a napájecím modulem (základnou), který je připojen LAN kabelem na ethernetovou zásuvku [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 129].

1.3.3 Akceptace platebních karet v prostředí internetu

1.3.3.1 Historický vývoj e-commerce

Dalším a historicky nejnovějším způsobem, kterým obchodníci mohou akceptovat platby realizované platebními kartami za své zboží či služby, jsou platby kartou v prostředí internetu. Pro prodávání a nakupování v tomto elektronickém prostředí se ujal název e-commerce (elektronické obchodování). Zásadním rozdílem oproti akceptaci platebních karet na POS terminálech nebo ATM je, že u e-commerce plateb nejsou držitel karty ani platební karta fyzicky přítomni při nákupním procesu. V terminologii kartových asociací Mastercard a Visa jde tedy o tzv. transakci **CNP**[60]. Platby bez přítomnosti platební karty se začaly objevovat v 70. letech, kdy obchodníci přišli s telefonním, poštovním či faxovým prodejem zboží a služeb, pro který se používá název **MO/TO**[61]. Držitel karty poskytl prostřednictvím telefonní, poštovní či faxové komunikace obchodníkovi číslo karty, které obchodník natypoval na POS terminálu a provedl transakci v nepřítomnosti držitele karty. Pohodlí nakupování z domova bylo však vyváženo rizikovostí takovéto transakce. Sdělením celého čísla platební karty prostřednictvím telefonní, poštovní či faxové komunikace se držitel karty vystavoval nebezpečí, že jeho platební karta bude zneužita podvodníkem k výrobě padělku platební karty či podvodným obchodníkem k realizování transakcí, které držitel karty nezamýšlel provést. Historie současného internetu sahá do konce 50. let, ve kterých americká armáda pracovala na projektu, jenž měl za úkol zajistit nový způsob komunikace v případě vypuknutí jaderné války. V roce 1969 došlo ke spuštění počítačové sítě **ARPANET**[62], která propojovala počítače na různých místech USA. Vše vyvrcholilo r. 1993, ve kterém byla pro širokou veřejnost zpřístupněna celosvětová telekomunikační síť **WWW**[63] (zkráceně web či internet). Netrvalo dlouho a lidé si tento nový telekomunikační kanál velmi rychle oblíbili.

[58] **WLAN** (**W**ireless **L**ocal **A**rea **N**etwork).
[59] **Wi-Fi** (**Wi**reless **Fi**delity).
[60] **CNP** (**C**ard **N**ot **P**resent) – transakce bez přítomnosti platební karty.
[61] **MO/TO** (**M**ail **O**rder/**T**elephone **O**rder).
[62] **ARPANET** (**A**dvanced **R**esearch **P**rojects **A**gency **NET**work).
[63] **WWW** (**W**orld **W**ide **W**eb).

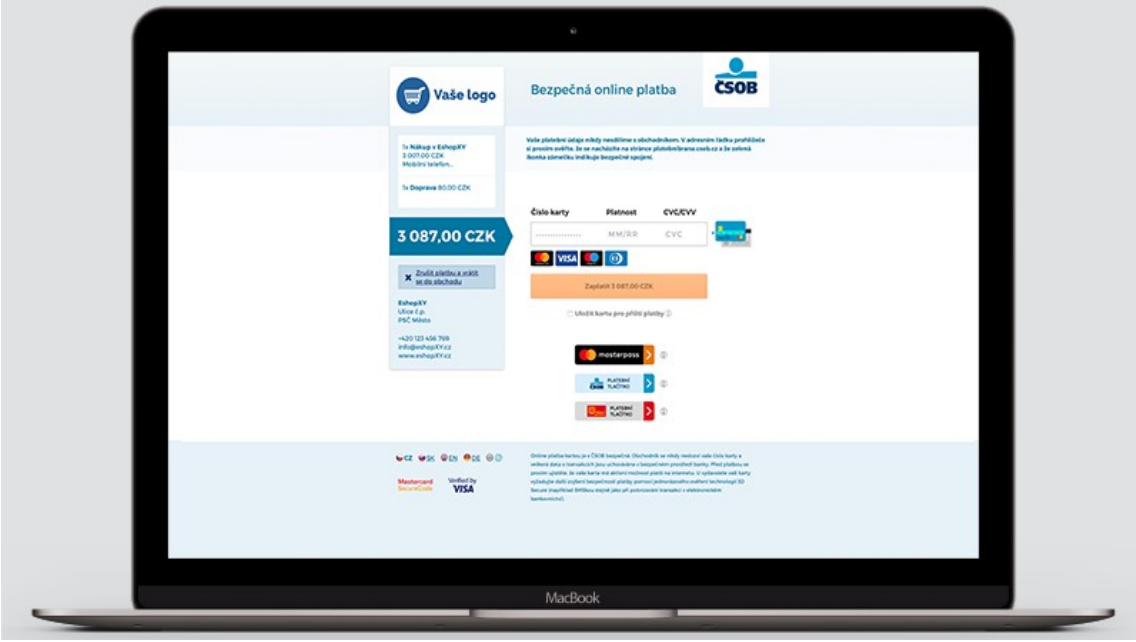
Začaly vznikat první internetové obchody, mezi kterými byl např. internetový obchod Amazon.com založený v r. 1994 [Juřík, 2006, str. 246; Juřík, 2012, str. 164].

S placením platebními kartami na internetu se začaly objevovat i první podvody. Ukázalo se, že internet bez šifrovaného přenosu dat není vůbec bezpečným místem. Číslo platební karty může být stejně jako u telefonní, poštovní či faxové komunikace snadno zneužito podvodníky. Podvodníci získaná čísla karet používali ke svým nákupům na internetu či k výrobě padělků platebních karet. Objevili se i podvodní obchodníci, kteří se záměrem krást čísla karet vytvářeli v prostředí internetu fiktivní obchody, které ve skutečnosti neprodávaly žádné zboží či služby. Nelze se proto divit, že banky, kartové asociace a další společnosti vymýšlely řadu technologických inovací, které měly těmto situacím zabránit [Schlossberger a Hozák, 2005, str. 131; Juřík, 2006, str. 246; Juřík, 2012, str. 165].

Současní acquireři nabízí službu akceptace platebních karet v prostředí internetu svým obchodníkům v podobě tzv. platební brány (payment gateway). Platební brána poskytuje zabezpečený elektronický přenos transakčních informací z internetového obchodu obchodníka (e-shopu) do technické infrastruktury acquirera a obráceně. Předané informace jsou v technickém zázemí acquirera zpracovány a zaslány dále do platebního systému. Platební bránu lze vnímat ve 2 rovinách. První rovinou je tzv. front-end platební brány, zabezpečená webová stránka acquirera, na kterou je držitel karty přesměrován po odbavení nákupu (vytvoření objednávky zboží či služby, vyplnění fakturačních údajů atd.) v internetovém obchodě obchodníka. Držitel karty na této webové stránce vyplňuje číslo karty, její platnost a kontrolní kód CVC či CVV[64]. Druhou rovinou je naopak tzv. back-end, technické pozadí, které zajišťuje provoz platební brány, komunikaci platební brány s technickou infrastrukturou acquirera, s internetovým obchodem obchodníka apod.

[64] **C**ard **V**erification **C**ode (terminologie asociace Mastercard) a **C**ard **V**erification **V**alue (terminologie asociace Visa).

Obr. 1.3.1 Ukázka front-endu platební brány ČSOB



Pramen: [Platebnibrana.csob.cz. Nové funkce pro pohodlné placení]

1.3.3.2 Způsoby zabezpečení

1.3.3.2.1 SSL (Secure Sockets Layer)

Protokol SSL vyvinutý v 90. letech americkou společností **Netscape Communicatons** byl jedním z prvních opatření, které mělo zlepši bezpečnost placení platební kartou v prostředí internetu. Tento protokol šifruje přenášené údaje v komunikačním kanálu mezi internetovým obchodem obchodníka a platební bránou acquirera. Jeho nevýhodou je, že neprovádí ověřování identity obchodníka ani držitele karty. Podvodníci tak stále mohli použít odcizená čísla karet k placení v internetových obchodech. Současně i podvodní obchodníci mohli z důvěryhodných držitelů karet vylákat jejich čísla karet. I přes své nedostatky se protokol SSL poměrně rychle rozšířil. V současnosti je protokol SSL nejčastěji využíván ve spojení s protokolem HTTP[65] (tj. tedy jako protokol HTTPS[66]) k šifrování komunikace mezi webovými prohlížeči a webovými servery [Juřík, 2001, str. 70; Juřík, 2003, str. 284; Juřík, 2006, str. 248; Juřík, 2012, str. 165].

1.3.3.2.2 SET (Secure Electronic Transaction)

Nedostatky SSL protokolu se kartové asociace Visa a Mastercard společně s dalšími společnostmi (**Netscape Communications**, **Microsoft**, **IBM** atd.) snažily odstranit vyvinutím

[65] **HTTP** (**H**yper**T**ext **T**ransfer **P**rotocol).
[66] **HTTPS** (**H**yper**T**ext **T**ransfer **P**rotocol **S**ecure).

protokolu SET v roce 1995. Tento protokol stejně jako protokol SSL šifruje komunikaci, ale navíc ověřuje identitu držitele karty a také ověřuje, zda je obchodník oprávněn danou platební kartu přijmout. Ověření identity držitele karty bylo realizováno na základě digitálního certifikátu, který si držitel karty musel nainstalovat do svého počítače. Oprávněnost obchodníka přijmout danou kartu byla rovněž zjišťována na základě digitálního certifikátu, kterým obchodník musel předkládanou transakci acquirerovi „podepsat“. Nicméně kvůli své složitosti se tento protokol v praxi neuchytil [Juřík, 2001, str. 72; Juřík, 2003, str. 239; Juřík, 2012, str. 165].

1.3.3.2.3 3D Secure (Three Domain Secure)

Bankovní kartové asociace Visa a Mastercard se snažily nalézt jednodušší řešení zabezpečení e-commerce transakcí, než byl výše uvedený SET protokol. V roce 2001 proto představily tzv. 3D Secure (Mastercard pod názvem **Mastercard SecureCode** a Visa pod označením **Verified by VISA**). Tato technologie je založena ověření držitele karty ze strany issuera a ověření obchodníka ze strany acquirera. Visa i Mastercard zavedly odpovědností pravidla, které nutila issuery a acquirery k podporování tohoto technologického zabezpečení. Odpovědnost za zneužití karty nesla ta strana, která technologii 3D Secure nepodporovala. Jakmile držitel odbaví svůj nákup v internetovém obchodě obchodníka je přesměrován na front-end platební brány (zabezpečenou webovou stránku acquirera). Na této webové stránce držitel karty vyplní číslo karty, datum expirace platební karty a kontrolní kód CVC resp. CVV. Jakmile držitel kartu potvrdí, acquirer zašle přes platební systém k issuerovi autorizační dotaz. V případě, že issuer podporuje 3D Secure, držiteli je přesměrován na zabezpečenou webovou stránku issuera, na které dohodnutým způsobem transakci verifikuje. Nejčastěji tato verifikace probíhá zasláním speciálního jednorázového kódu formou SMS na mobilní telefon držitele karty [Juřík, 2001, str. 71; Juřík, 2012, str. 165 a 166].

2 Modelování trendu a sezónní složky ekonomických a finančních časových řad z oblasti platebních karet pomocí dekompoziční metodologie

Dekompoziční metodologie se zaměřuje na rozklad (tj. dekompozici) časové řady na složku trendovou, cyklickou, sezónní a náhodnou ve víře, že v dílčích složkách tohoto rozložení bude jednodušší nalézt pravidelné zákonitosti časové řady než v řadě nerozložené. Složka trendová, cyklická a sezónní se často souhrnně označují jako systematická část časové řady. Nesystematická (nerozpoznatelná) část je naopak obsažena ve složce náhodné, jež je také nazývána jako složka zbytková. Často se předpokládá, že náhodná složka je tvořena procesem nazývaným bílý šum. Bílý šum představuje řadu náhodných veličin, které mají střední hodnotu rovnou nule, stálý rozptyl a které mají normální rozdělení a jsou současně navzájem nekorelované. Na rozdíl od Box-Jenkinsovy metodologie (více viz kapitola 3) je v tomto přístupu pozornost zaměřena na systematickou část časové řady (tj. trendovou, cyklickou a sezónní složku), přičemž jednotlivá pozorování jsou obvykle chápána jako vzájemně nezávislá. V rámci tohoto přístupu se velmi často využívá regresní analýzy [Cipra, 1986, str. 16 a 19; Arlt a kol., 2002, str. 21].

Dále je třeba zdůraznit, že trendová a sezónní složka jsou v dekompoziční metodologii modelovány deterministicky. Jedná se tedy o deterministické modely, pro které je charakteristické, že při slnění určitých podmínek vždy platí, resp. lze je použít pro každou danou empirickou situaci. U těchto modelů známe jejich strukturu, kterou popisujeme algebraickými či diferenciálními rovnicemi [Bris, Modely a modelování, str. 7].

2.1 Dekompozice časové řady

Jak uvádí např. Cipra [Cipra, 1986, str. 16] nebo Arlt a kol. [Arlt a kol., 2002, str. 20] za předpokladu aditivní dekompozice (předpokládáme konstantní variabilitu hodnot v čase) lze časovou řadu X_t, kde t = 1, 2, 3, …, T rozložit na 4 složky:

$$X_t = T_t + C_t + S_t + a_t \qquad (2.1.1)$$

kde: T_t je trendová složka představující deterministický trend;

C_t je cyklická složka;

S_t je sezónní složka;

a_t je náhodná složka generovaná procesem bílého šumu.

Trendová složka popisuje dlouhodobý vývoj časové řady. Ve tvaru časové řadě odráží jevy, které na ni působí stejným směrem, a to po relativně dlouhou dobu. Složka cyklická vyjadřuje kolísání hodnot časové řady okolo jejího trendu. Tato fluktuace okolo trendu probíhá v obdobích delších než jeden rok a je nepravidelná. Sezónní složka naopak popisuje pravidelné kolísání hodnot okolo trendu časové řady, které probíhá ve frekvenci kratší než jeden rok. Toto kolísání se navíc každý rok v příslušném období opakuje. Náhodná složka zase zachycuje nahodilé pohyby v časové řadě, jenž mají nesystematický (nerozpoznatelný) původ [Cipra, 1986, str. 16; Arlt a kol., 2002, str. 20].

2.2 Modelování trendové složky pomocí trendových funkcí

K modelování trendové složky je možné využít matematické funkce či jiné techniky jako např. metodu klouzavých průměrů či exponenciální vyrovnání. Metodu klouzavých průměrů a exponenciální vyrovnání řadíme mezi tzv. adaptivní techniky modelování trendu, které se využívají k modelování trendových složek časových řad, jejichž trend se v čase mění. U takovýchto časových řad nelze pro modelování trendu využít matematické funkce se statickými paramenty [Cipra, 1986, str. 42].

V této kapitole budeme využívat právě metodu trendových funkcí, u které se trend časové řady snažíme popsat některou matematickou funkcí času. Trendová složka časové řady T_t ve vztahu (2.1.1) může mít některou z následujících podob [Arlt a kol., 2002, str. 22].

- *Konstantní trendová funkce* (přímka)

$$T_t = \beta_0 \tag{2.2.1}$$

- *Lineární trendová funkce* (přímka)

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t \tag{2.2.2}$$

- *Kvadratická trendová funkce* (parabola)

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 t^2 \tag{2.2.3}$$

- *Exponenciální trendová funkce* (exponenciální křivka)

$$T_t = \beta_0 \beta_1^t \tag{2.2.4}$$

Vzhledem k tomu, že předmětem práce není jednotlivé použité metody popisovat, nýbrž je aplikovat, odkážeme se v tomto kontextu na literaturu. Trendovou složkou se zabývá např. Cipra [Cipra, 1986, str. 28], Arlt a kol. [Arlt a kol., 2002, str. 21] či Arlt a Arltová [Arlt a Arltová, 2009, str. 13].

2.3 Modelování sezónní složky pomocí regresní metody

Sezónní složka se často objevuje v krátkodobých časových řadách, především v řadách s čtvrtletními či měsíčními údaji. Podle grafické analýzy časové řady není vždy triviální rozhodnout, zda časová řada sezónní složku v sobě ukrývá. Pro identifikaci sezónnosti v časové řadě se velmi často využívá periodogramu a autokorelační funkce. K modelování sezónní složky lze vedle klasické dekompoziční metody, ve které se sezónní složka formuje sezónními průměry či sezónními indexy, využít i regresní metodu modelování sezónnost, jenž využívá tzv. umělé proměnné (dummy variables) [Arlt a kol., 2002, str. 62 a 65]. Regresní přístup modelování sezónní složky popisuje např. Cipra [Cipra, 1986, str. 83], Arlt a kol. [Arlt a kol., 2002, str. 71], Arlt a Arltová [Arlt a Arltová, 2009, str. 15].

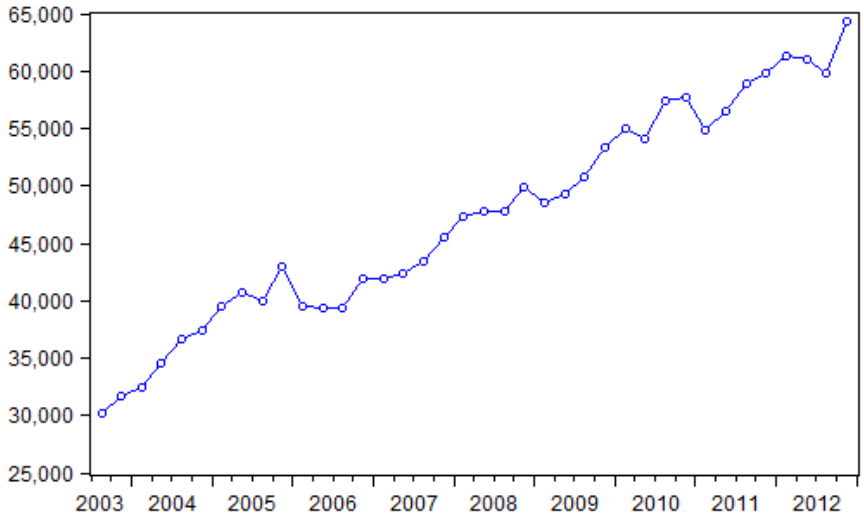
2.4 Počet provozoven s POS terminálem

Máme k dispozici sezónně neočištěné čtvrtletní údaje časové řady počtu provozoven s POS terminálem od 2003q3 – 2013q4 (viz Příloha 1). V období interpolace 2003q3 – 2012q4 se pokusíme najít adekvátní trendovou funkci. Dále ověříme vhodnost tohoto modelu trendové složky a pokud bude diagnostická kontrola modelu v pořádku, vytvoříme ex post předpověď pro období 2013q1 – 2013q4.

2.4.1 Výběr funkce trendové složky, identifikace sezónní složky a sezónní očištění

Na Obr. 2.4.1 je zobrazena sezónně neočištěná řada čtvrtletních hodnot počtu provozoven s POS terminálem, která je zjevně nestacionární. Abychom mohli modelovat pouze trendovou složku dané časové řady, musíme se ujistit, že časová řada neobsahuje složku sezónní. Přítomnost sezónnosti není z Obr. 2.4.1 na první pohled zřejmá. Nicméně vzhledem k tomu, že pracujeme s krátkodobou časovou řadou, lze její přítomnost předpokládat.

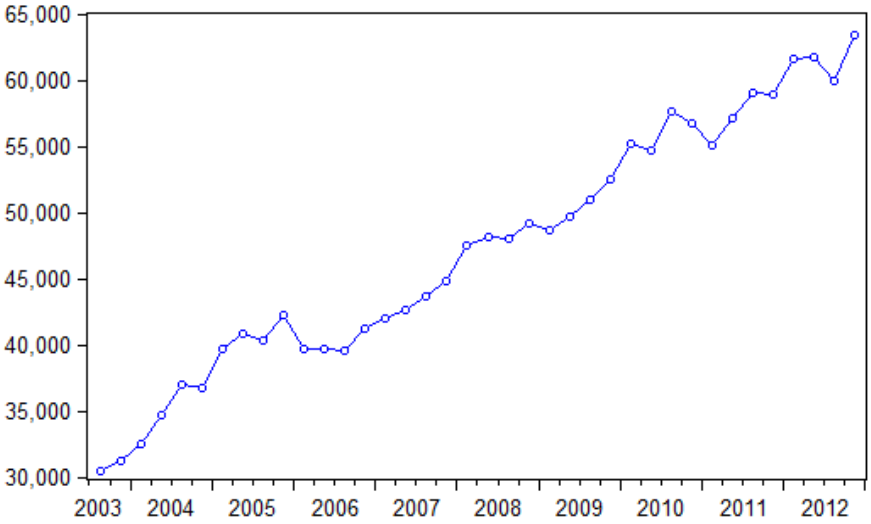
Obr. 2.4.1 Počet provozoven s POS (2003q3 – 2012q4) – původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

EViews s pomocí funkce Census X-13 skutečně odhalil, že se v časové řadě sezónní složka nachází a původní časovou řadu počtu provozoven s POS terminálem od této sezónnosti očistil. Sezónně očištěnou časovou řadu počtu provozoven s POS terminálem ukazuje Obr. 2.4.2.

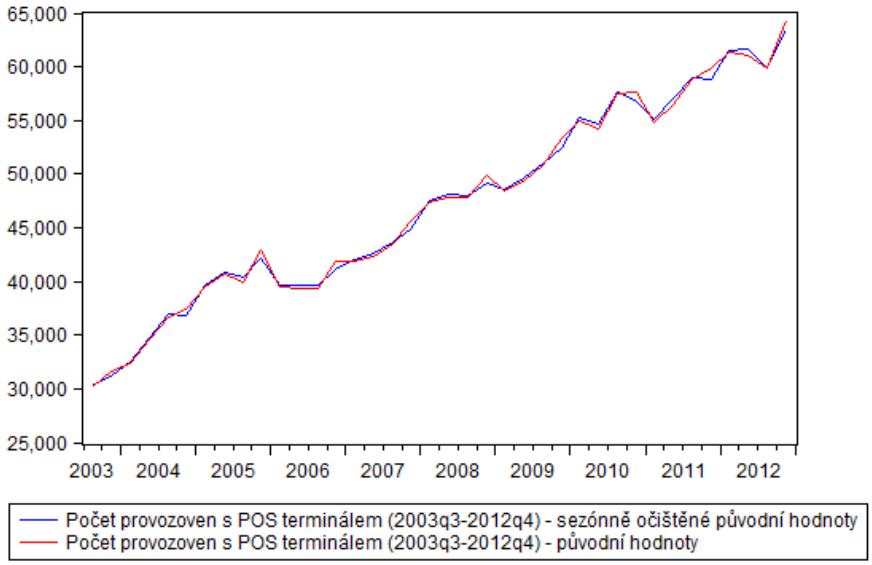
Obr. 2.4.2 Počet provozoven s POS (2003q3 – 2012q4) – sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Na Obr. 2.4.3 je zobrazeno porovnání původní sezónně neočištěné časové řady a nové časové řady, kterou jsme s pomocí funkce Census X-13 v EViews očistili od sezónní složky. Je vidět, že nová časová řada je po sezónním očištění více vyhlazená.

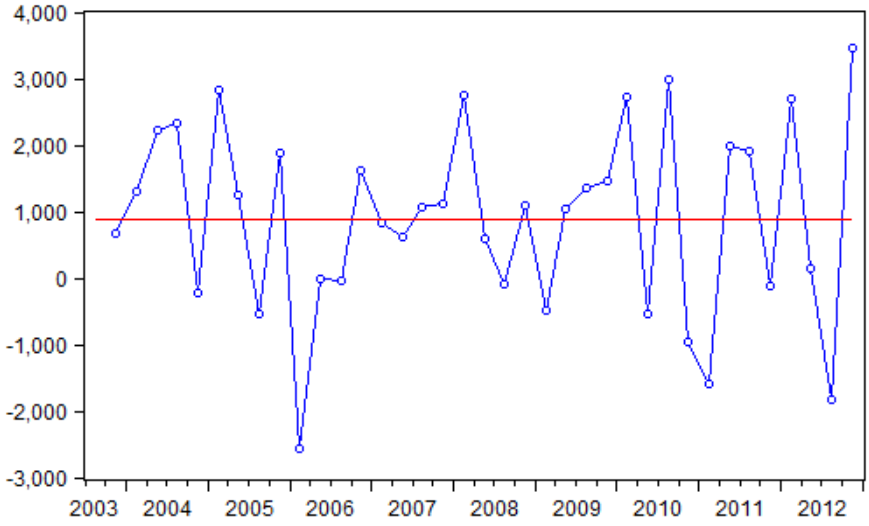
Obr. 2.4.3 Počet provozoven s POS (2003q3 – 2012q4) – původní hodnoty a sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Z grafické analýzy Obr. 2.4.2, který ukazuje sezónně očištěnou časovou řadu počtu provozoven s POS terminálem, můžeme předpokládat, že vhodnou trendovou funkcí bude lineární funkce (2.2.2). Tuto skutečnost potvrzují i první nesezónní diference této časové řady, které se pohybují okolo nenulové konstanty (viz Obr. 2.4.4).

Obr. 2.4.4 Počet provozoven s POS (2003q3 – 2012q4) – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.4.2 Odhad parametrů modelu lineárního trendu

Odhad modelu je zobrazen na Obr. 2.4.5 (kompletní výstup viz Příloha 2). Z hodnoty koeficientu vícenásobné determinace R^2 (resp. R-squared) = 97,4263 % můžeme usoudit, že modelem se nám podařilo vysvětlit variabilitu počtu provozoven s POS terminálem z 97,4263 %. Vzhledem k tomu, že hodnota této statistiky je podezřele vysoká, můžeme očekávat systematický charakter reziduí (autokorelaci reziduí).

Obr. 2.4.5 Odhad parametrů modelu lineárního trendu

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31074.49	501.7601	61.93097	0.0000
T	827.9452	22.42818	36.91539	0.0000

R-squared	0.974263	Mean dependent var	47219.42
Adjusted R-squared	0.973548	S.D. dependent var	9321.741
S.E. of regression	1516.102	Akaike info criterion	17.53687
Sum squared resid	82748364	Schwarz criterion	17.62306
Log likelihood	-331.2005	Hannan-Quinn criter.	17.56753
F-statistic	1362.746	Durbin-Watson stat	0.895268
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Model můžeme s pomocí bodových odhadů zapsat jako (2.4.1), resp. (2.4.2), kde t = 1 představuje hodnotu z 2003q3 a t = 38 značí hodnotu z 2013q4. Obr. 2.4.6 ukazuje skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu lineárního trendu.

$$\mathrm{SA_PocProvPOS}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + e_t \qquad (2.4.1)$$

$$\mathrm{SA_PocProvPOS}_t = 31074{,}49 + 827{,}9452t + e_t$$

kde: $\mathrm{SA_PocProvPOS}_t$ = napozorované hodnoty

e_t = rezidua (odhady hodnot nesystematické složky a_t)

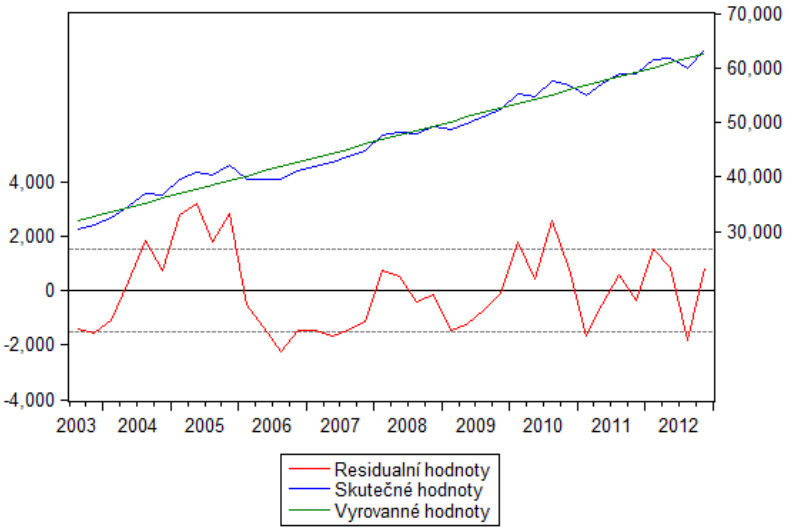
$$\widehat{\mathrm{SA_PocProvPOS}}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t \qquad (2.4.2)$$

$$\widehat{\mathrm{SA_PocProvPOS}}_{t_t} = 31074{,}49 + 827{,}9452t$$

kde: $\widehat{\mathrm{SA_PocProvPOS}}_t$ = vyrovnané hodnoty

$e_t = 0$

Obr. 2.4.6 Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu lineárního trendu



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.4.3 Diagnostická kontrola modelu lineárního trendu

2.4.3.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

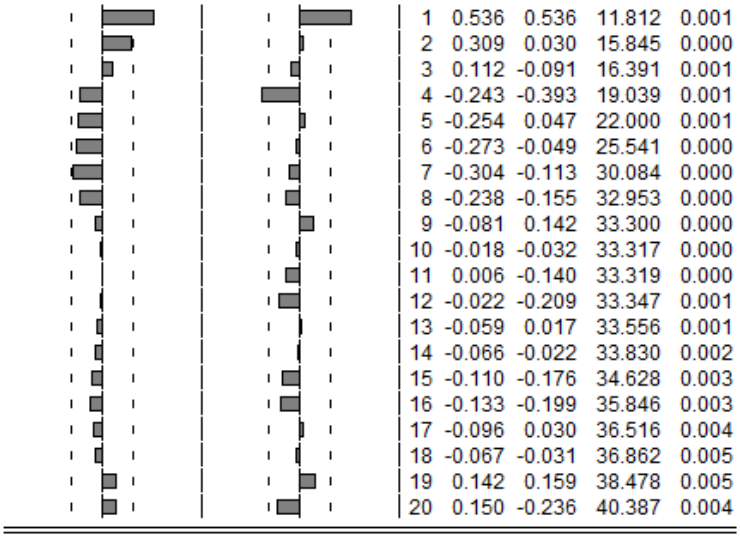
$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (2.4.3)$$

S odkazem na reziduální ACF (Obr. 2.4.7) musíme podle vztahu (2.4.3) na 5 % hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí, neboť odhad koeficientu autokorelace ve zpoždění k = 1 (tj. $\hat{\rho}_1$ = 0,536), přesahuje interval spolehlivosti ($\pm \frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}3244$). Jinými slovy rezidua modelu lineárního trendu indikují autokorelaci nesystematické složky modelu.

Obr. 2.4.7 Korelogram ACF a PACF modelu lineárního trendu

Date: 12/22/18 Time: 18:07
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 38



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.536	0.536	11.812	0.001
		2	0.309	0.030	15.845	0.000
		3	0.112	-0.091	16.391	0.001
		4	-0.243	-0.393	19.039	0.001
		5	-0.254	0.047	22.000	0.001
		6	-0.273	-0.049	25.541	0.000
		7	-0.304	-0.113	30.084	0.000
		8	-0.238	-0.155	32.953	0.000
		9	-0.081	0.142	33.300	0.000
		10	-0.018	-0.032	33.317	0.000
		11	0.006	-0.140	33.319	0.000
		12	-0.022	-0.209	33.347	0.001
		13	-0.059	0.017	33.556	0.001
		14	-0.066	-0.022	33.830	0.002
		15	-0.110	-0.176	34.628	0.003
		16	-0.133	-0.199	35.846	0.003
		17	-0.096	0.030	36.516	0.004
		18	-0.067	-0.031	36.862	0.005
		19	0.142	0.159	38.478	0.005
		20	0.150	-0.236	40.387	0.004

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.4.3.2 Autokorelace – Durbin-Watson test

Abychom mohli na základě DW statistiky, která podle Obr. 2.4.5 činí 0,895268, rozhodnout o systematickém resp. nesystematickém charakteru náhodné složky, musíme nejdříve určit kritické hodnoty. Podle tabulkových hodnot je pro počet pozorování T = 38 a pro jednu exogenní proměnou v modelu dolní mez 1,427 (d_L) a horní mez 1,535 (d_U).

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$0 < DW < d_L \qquad 0 < DW < 1{,}427 \qquad (2.4.4)$$

$$d_L < DW < d_U \qquad 1{,}427 < DW < 1{,}535 \qquad (2.4.5)$$

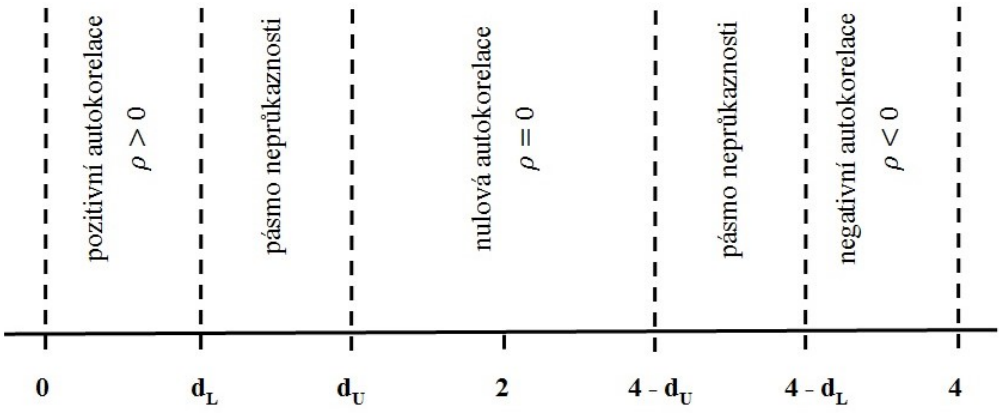
$$d_U < DW < 4 - d_U \qquad 1{,}535 < DW < 2{,}465 \qquad (2.4.6)$$

$$4 - d_U < DW < 4 - d_L \qquad 2{,}465 < DW < 2{,}573 \qquad (2.4.7)$$

$$4 - d_L < DW < 4 \qquad 2{,}573 < DW < 4 \qquad (2.4.8)$$

Podle Durbin-Watsonova testu tedy na 5 % hladině významnosti zamítáme H_0 o náhodném charakteru reziduí, neboť DW statistika 0,895268 náleží intervalu popsaného vztahem (2.4.4), jenž představuje pozitivní autokorelaci reziduí.

Obr. 2.4.8 Durbin-Watson test



Pramen: [Dlouhá, Autokorelace], vlastní zpracování

2.4.3.3 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

I podle Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 3) zamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí. Tento test také potvrdil, že rezidua jsou autokorelovaná.

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(2) < \alpha \qquad (2.4.9)$$

$$0{,}0040 < 0{,}05$$

Už tedy v tuto chvíli můžeme říci, že kvůli přítomnosti autokorelace není zvolený lineární model trendu vhodným modelem a bude třeba najít jiný. Nicméně i přesto diagnostickou kontrolu modelu dokončíme.

2.4.3.4 Heteroskedasticita – White test

Podle White testu (viz Příloha 4) nezamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o konstantním rozptylu reziduí. Výsledek testu nám říká, že rezidua jsou homoskedastická.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(2) < \alpha \qquad (2.4.10)$$

$$0{,}1875 < 0{,}05$$

2.4.3.5 Normalita – Jarque-Bera test

Jarque-Bera test prokázal normalitu rozdělení a tak na 5 % hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu.

$H_0: \hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

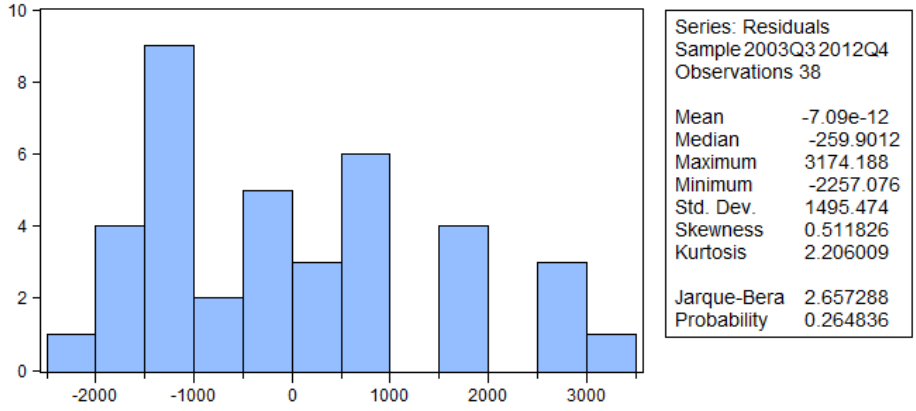
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq JB \qquad (2.4.11)$$

$$\chi^2_{0,95}(2) \leq 2{,}65$$

$$5{,}99 \leq 2{,}65$$

Obr. 2.4.9 Histogram modelu lineárního trendu



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.4.3.6 Významnost modelu – Index determinace

Jak jsme konstatovali po odhadu parametrů modelu lineárního trendu, vysoká hodnota vícenásobného koeficientu determinace R^2 (resp. R-squared) = 97,4263 % je uměle nadhodnocena přítomností autokorelace.

2.4.3.7 Významnost parametrů – t-test

Vlivem systematického charakteru reziduí dochází k podhodnocování odhadů směrodatných chyb parametrů modelu $s_{\hat{\beta}_i}$ (Std. Error) a tím pádem také k nadhodnocování t-statistik (t-Statistic) používaných v t-testech parametrů. t-testy parametrů tedy díky systematičnosti náhodné složky pozbývají na významu.

Dospěli jsme tedy k závěru, že kvůli systematickému charakteru reziduí není lineární model trendu vhodný. Vhodné nejsou ani další trendové funkce (kvadratický či exponenciální trend) a tak k modelování trendu časové řady počtu provozoven s POS terminálem bychom měli použít jinou techniku. Na tento příklad navážeme v kapitole 3.1, ve které se pokusíme časovou řadu modelovat s pomocí autoregresního integrovaného procesu klouzavých průměrů ARIMA v rámci Box-Jenkinsovy metodologie.

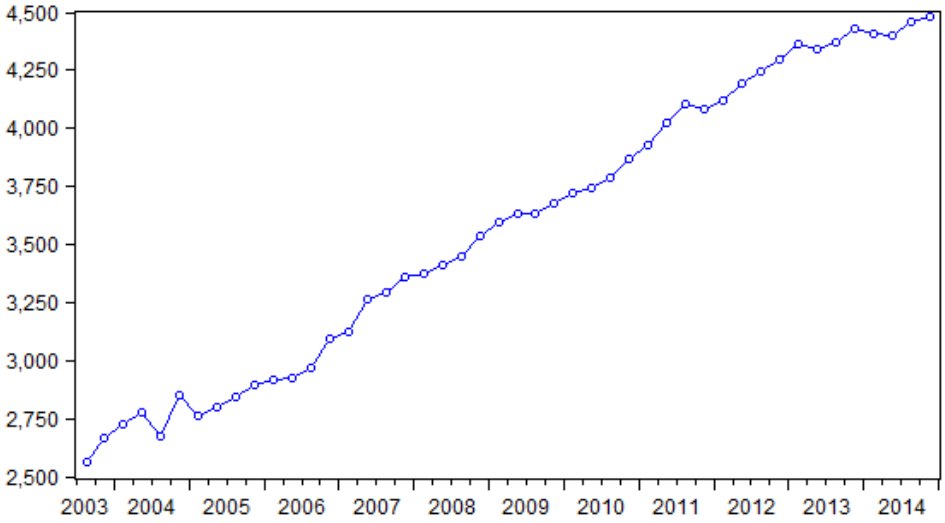
2.5 Počet ATM

Jsou dány sezónně neočištěné čtvrtletní údaje časové řady počtu ATM[67] od 2003q3 – 2015q4 (viz Příloha 14). Pro časovou řadu se v období interpolace 2003q3 – 2014q4 pokusíme najít trendovou funkci, ověříme její vhodnost a v případě pozitivních výsledků diagnostické kontroly modelu trendu vytvoříme ex post předpověď pro období 2015q1 – 2015q4.

2.5.1 Výběr funkce trendové složky, identifikace sezónní složky a sezónní očištění

Obr. 2.5.1 ukazuje průběh sezónně neočištěné řady čtvrtletních hodnot počtu ATM, jež má očividně nestacionární charakter. Ještě než přistoupíme k modelování trendové složky, musíme zjistit, zda časová řada nemá i sezónní průběh. Vzhledem k tomu, že máme k dispozici krátkodobou časovou řadou, lze přítomnost sezónní složky očekávat. Nicméně z tvaru časové řady na Obr. 2.5.1 není zřejmé, že by časová řada obsahovala i složku sezónní.

Obr. 2.5.1 Počet ATM (2003q3 – 2014q4) – původní hodnoty

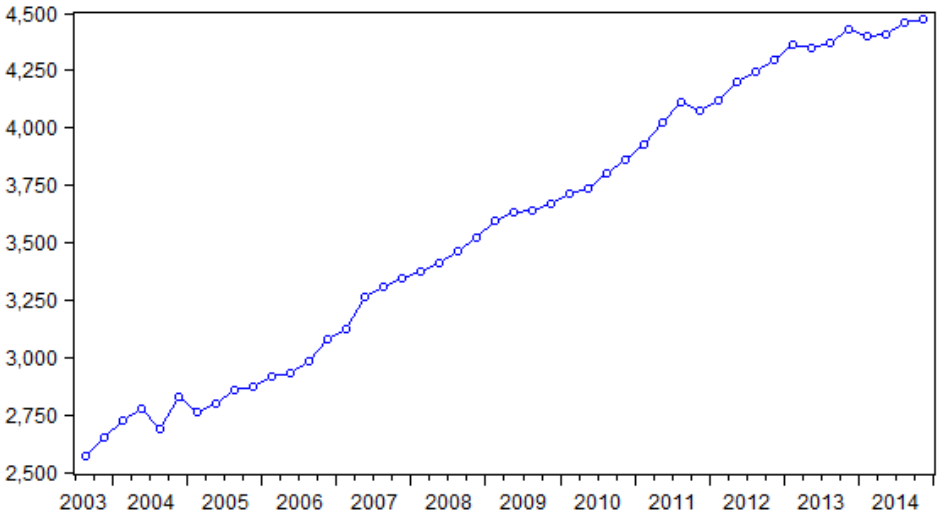


Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Funkce Census X-13 v EViews zjistila přítomnost sezónnosti v časové řadě a odfiltrovala ji z původní časové řady počtu ATM. Obr. 2.5.2 ukazuje sezónně očištěnou časovou řadu počtu ATM.

[67] Není rozlišeno, zda se jedná o víceúčelové bankomaty **ATM** (**A**utomated **T**eller **M**achine) či jednoúčelové bankomaty známe pod pojmy jako **C**ash **M**aschine, **C**ash **D**ispenser (CD) či **C**ash **D**ispenser **M**achine (CDM). Zkratka ATM je v tomto kontextu použita pro zjednodušení.

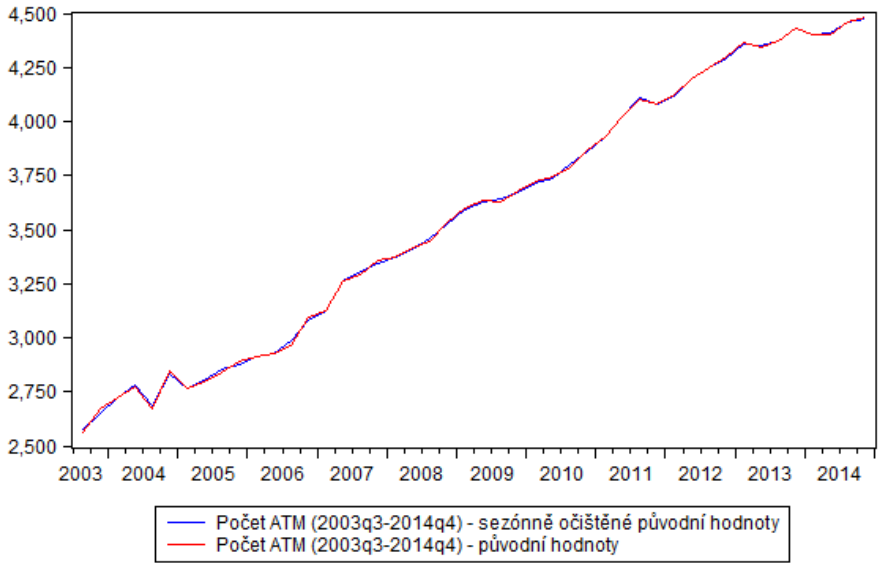
Obr. 2.5.2 Počet ATM (2003q3 – 2014q4) – sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Obr. 2.5.3 ukazuje porovnání nové sezónně očištěné časové řady a původní (sezónně neočištěné) časové řady počtu ATM. Můžeme si všimnout, že sezónně očištěná časová řada má nepatrně hladší průběh.

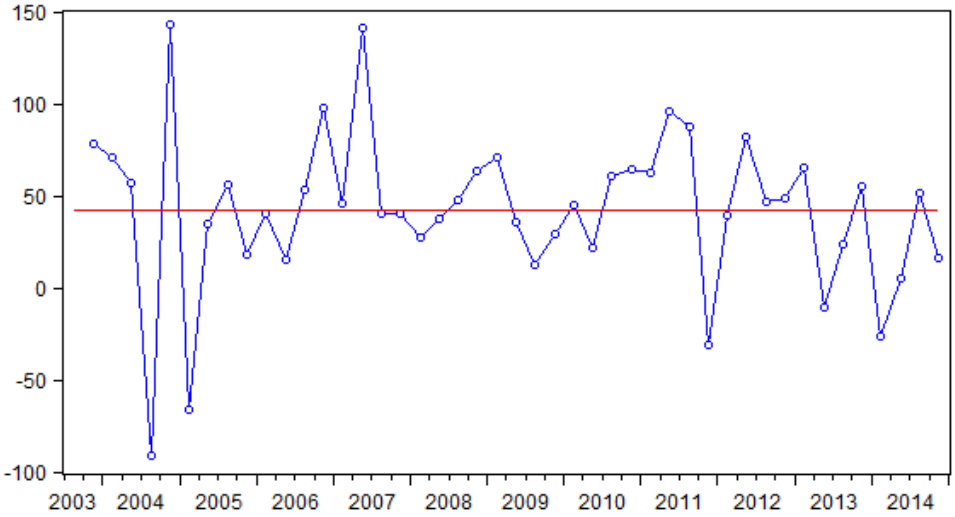
Obr. 2.5.3 Počet ATM (2003q3 – 2014q4) – původní hodnoty a sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Na Obr. 2.5.2, jenž zobrazuje sezónně očištěnou časovou řadu počtu ATM, můžeme identifikovat lineární průběh trendu časové řady. Vzhledem k tomu, že první nesezónní diference sezónně očištěné časové řady počtu ATM oscilují okolo nenulové konstanty (viz Obr. 2.5.4) budeme pro trend volit lineární funkci (2.2.2).

Obr. 2.5.4 Počet ATM (2003q3 – 2014q4) – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.5.2 Odhad parametrů modelu lineárního trendu

Obr. 2.5.5 ukazuje odhad parametrů modelu lineárního trendu (kompletní výstup viz Příloha 15). Hodnotu indexu determinace R^2 (resp. R-squared) = 99,0346 % můžeme interpretovat tak, že lineárním modelem trendu se nám podařilo vysvětlit variabilitu počtu ATM z 99,0346 %. Vzhledem k poměrně vysoké hodnotě tohoto indexu, lze očekávat autokorelaci reziduí.

Obr. 2.5.5 Odhad parametrů modelu lineárního trendu

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2496.696	18.33134	136.1982	0.0000
T	45.62883	0.679171	67.18308	0.0000

R-squared	0.990346	Mean dependent var	3568.974
Adjusted R-squared	0.990126	S.D. dependent var	615.4363
S.E. of regression	61.15372	Akaike info criterion	11.10716
Sum squared resid	164550.2	Schwarz criterion	11.18667
Log likelihood	-253.4648	Hannan-Quinn criter.	11.13695
F-statistic	4513.566	Durbin-Watson stat	0.511115
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

S pomocí bodových odhadů můžeme lineární model trendu zapsat jako (2.5.1), resp. (2.5.2), kde t = 1 je hodnota příslušející období 2003q3 a t = 46 představuje hodnotu období 2014q4. Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu jsou zobrazeny na Obr. 2.5.6.

$$\mathrm{SA_PocATM}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + e_t \qquad (2.5.1)$$

$$\mathrm{SA_PocATM}_t = 2496{,}696 + 45{,}62883t + e_t$$

kde: $\mathrm{SA_PocATM}_t$ = napozorované hodnoty

e_t = rezidua

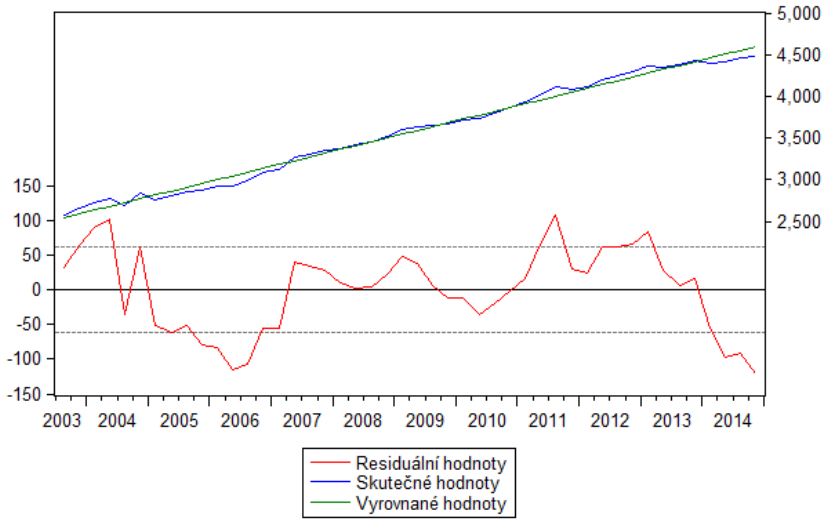
$$\widehat{SA_PocATM_t} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t \qquad (2.5.2)$$

$$\widehat{SA_PocATM_{t_t}} = 2496{,}696 + 45{,}62883t$$

kde: $\widehat{SA_PocATM_t}$ = vyrovnané hodnoty

$e_t = 0$

Obr. 2.5.6 Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu lineárního trendu



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.5.3 Diagnostická kontrola modelu lineárního trendu

2.5.3.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

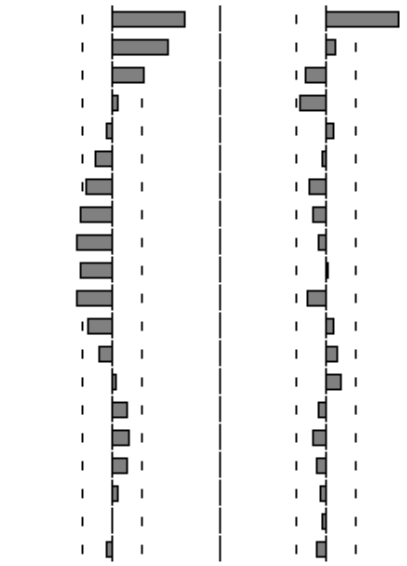
$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (2.5.3)$$

Vzhledem k tvaru korelogramu ACF (viz Obr. 2.5.7) je nutné podle vztahu (2.5.3) na 5 % hladině významnosti zamítnout H_0 o zcela náhodném charakteru reziduí. Je zřejmé, že odhady koeficientů autokorelace přesahují toleranční meze ($\pm\frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}2949$). Rezidua modelu lineárního trendu tedy indikují autokorelaci náhodné složky.

Obr. 2.5.7 Korelogram ACF a PACF modelu lineárního trendu

Date: 12/26/18 Time: 14:34
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.697	0.697	23.869	0.000
		2	0.535	0.094	38.212	0.000
		3	0.301	-0.202	42.854	0.000
		4	0.046	-0.260	42.966	0.000
		5	-0.057	0.066	43.143	0.000
		6	-0.166	-0.030	44.659	0.000
		7	-0.257	-0.162	48.411	0.000
		8	-0.303	-0.120	53.752	0.000
		9	-0.346	-0.067	60.888	0.000
		10	-0.319	0.018	67.125	0.000
		11	-0.338	-0.185	74.348	0.000
		12	-0.233	0.080	77.888	0.000
		13	-0.119	0.107	78.840	0.000
		14	0.038	0.144	78.940	0.000
		15	0.148	-0.082	80.493	0.000
		16	0.169	-0.138	82.589	0.000
		17	0.136	-0.087	84.005	0.000
		18	0.064	-0.054	84.332	0.000
		19	0.004	-0.030	84.334	0.000
		20	-0.054	-0.096	84.578	0.000

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.5.3.2 Autokorelace – Durbin-Watson test

DW statistika modelu lineárního trendu činí 0,511115 (viz Obr. 2.5.5). Statistické tabulky pro počet pozorování T = 46 a pro jednu exogenní proměnou bohužel neuvádějí horní a dolní mez. Z toho důvodu použijeme tabulkové hodnoty horní a dolní meze pro nejbližší vyšší počet pozorování, tj. T = 50. Pro T = 50 a pro 1 exogenní proměnnou v modelu je dolní mez 1,503 (d_L) a horní mez 1,585 (d_U).

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$0 < DW < d_L \qquad 0 < DW < 1{,}427 \qquad (2.5.4)$$

$$d_L < DW < d_U \qquad 1{,}503 < DW < 1{,}585 \qquad (2.5.5)$$

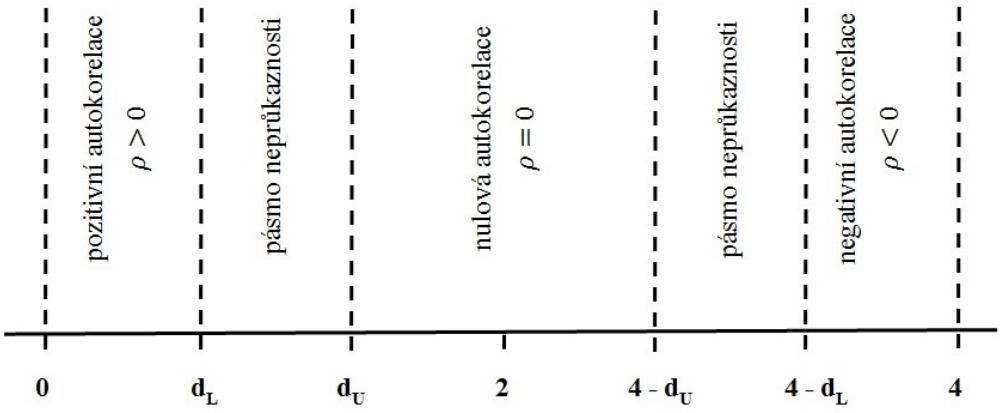
$$d_U < DW < 4 - d_U \qquad 1{,}585 < DW < 2{,}415 \qquad (2.5.6)$$

$$4 - d_U < DW < 4 - d_L \qquad 2{,}415 < DW < 2{,}497 \qquad (2.5.7)$$

$$4 - d_L < DW < 4 \qquad 2{,}497 < DW < 4 \qquad (2.5.8)$$

Vzhledem k tomu, že DW statistika 0,511115 náleží intervalu (2.5.4), musíme i podle Durbin-Watsonova testu zamítnout na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí. Rezidua jsou podle Durbin-Watsonova testu autokorelovaná pozitivně.

Obr. 2.5.8 Durbin-Watson test



Pramen: [Dlouhá, Autokorelace], vlastní zpracování

2.5.3.3 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

Breusch-Godfreyův testu uvedený v Příloha 16 nás také nutí na 5 % hladině významnosti zamítnout H_0 o náhodném charakteru reziduí. Tento test rovněž prokázal přítomnost autokorelace.

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(3) < \alpha \qquad (2.5.9)$$

$$0{,}0000 < 0{,}05$$

Na základě výše zjištěných skutečností můžeme konstatovat, že lineární model trendu není kvůli autokorelaci reziduí vhodný. Bude tedy třeba nalézt jiný model trendu.

2.5.3.4 Heteroskedasticita – White test

Na 5 % hladině významnosti zamítáme H_0 o konstantním rozptylu reziduí. White test (viz Příloha 17) prokázal platnost alternativní hypotézy, tj. skutečnost, že rezidua jsou heteroskedastická.

$H_0: D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

$H_1: \text{non } H_0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(2) < \alpha \qquad (2.5.10)$$

$$0{,}0122 < 0{,}05$$

2.5.3.5 Normalita – Jarque-Bera test

Na základě Jarque-Bera testu na 5 % hladině významnosti nezamítáme H_0 o normalitě rozdělení. Test prokázal normalitu rozdělení reziduí.

$H_0: \hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

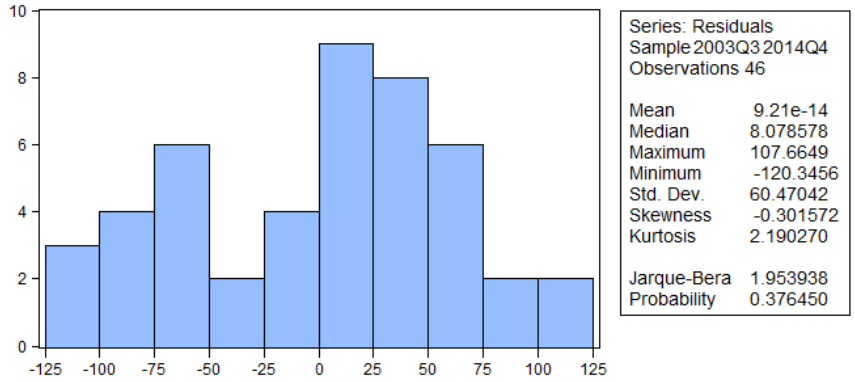
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq \text{JB} \qquad (2.5.11)$$

$$\chi^2_{0,95}(2) \leq 1{,}95$$

$$5{,}99 \leq 1{,}95$$

Obr. 2.5.9 Histogram modelu lineárního trendu



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.5.3.6 Významnost modelu – Index determinace

Jak jsme předpokládali, vysoká hodnota indexu determinace R^2 = 97,4263 % je uměle nadhodnocena. Toto nadhodnocení je způsobeno právě sériovou závislostí reziduí.

2.5.3.7 Významnost parametrů – t-test

Kvůli sériové závislosti reziduí jsou odhady směrodatných chyb parametrů $s_{\hat{\beta}_i}$ (Std. Error) vychýlené a my se proto nemůžeme spolehnout na t-test parametrů.

Stejně jako v kapitole 2.4 jsme dospěli k závěru, že vzhledem k sériové závislosti reziduí není lineární model trendu vhodným modelem. V tomto případě jsou navíc rezidua podle White testu heteroskedastická. K modelování časové řady počtu ATM budeme muset využít jiné techniky. Časovou řadou počtu ATM se budeme dále zabývat v kapitole 3.2, ve které k modelování časové řady využijeme autoregresní integrovaný proces klouzavých průměrů ARIMA.

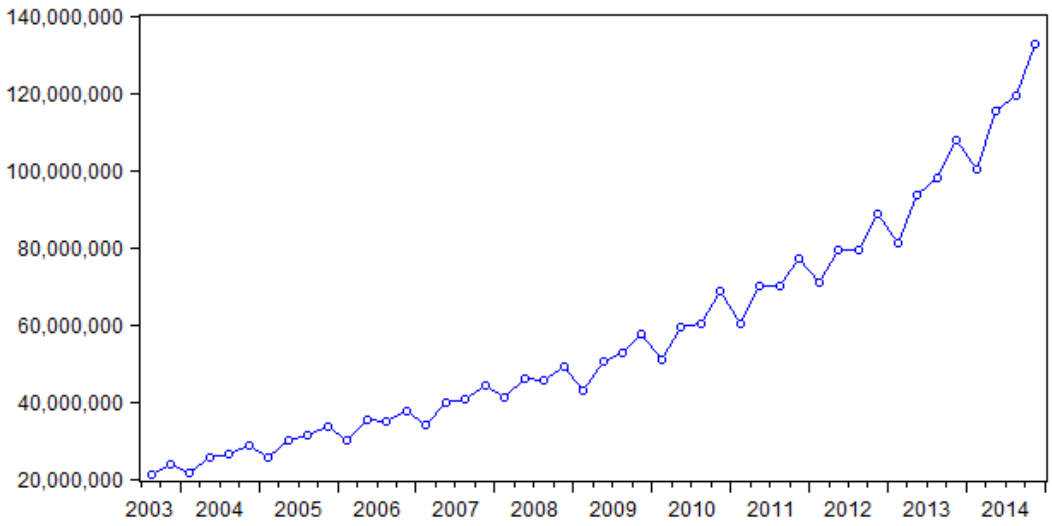
2.6 Počet transakcí

K dispozici máme sezónně neočištěné čtvrtletní údaje časové řady počtu transakcí od 2003q3 – 2015q4 (viz Příloha 30). V období interpolace 2003q3 – 2014q4 se pokusíme modelovat trendovou a sezónní složku. Trend časové řady budeme modelovat pomocí trendových funkcí a pro modelování složky sezónní využijeme umělé proměnné (dummy variables). Dále ověříme vhodnost tohoto modelu a v případě, že diagnostická kontrola přinese uspokojivé výsledky, vytvoříme ex post předpověď pro období 2015q1 – 2015q4.

2.6.1 Výběr funkce trendové složky a identifikace sezónní složky

Na Obr. 2.6.1 je zobrazen průběh sezónně neočištěné řady čtvrtletních hodnot počtu transakcí, která je zjevně nestacionární. Z časové řady je zřejmá jak přítomnost exponenciálního trendu (2.2.4), tak přítomnost sezónní složky.

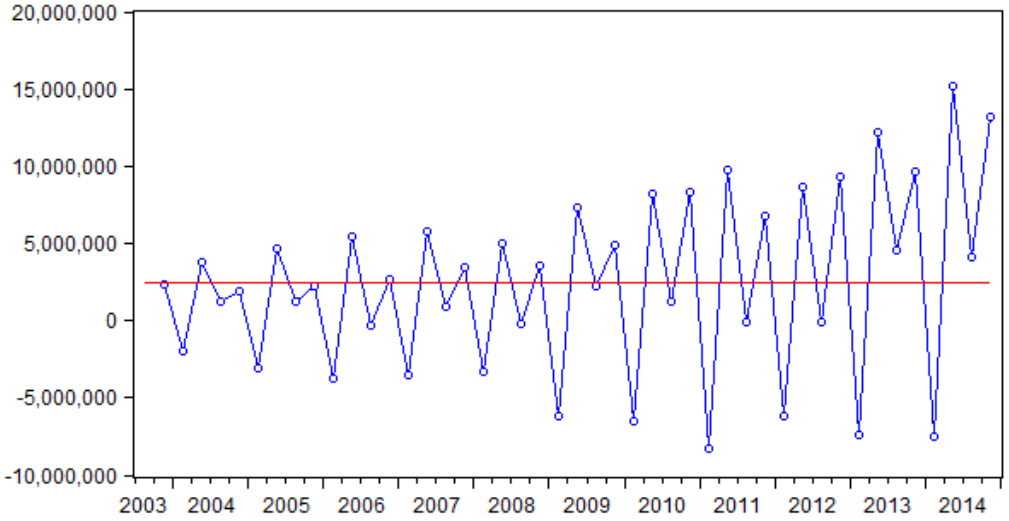
Obr. 2.6.1 Počet transakcí (2003q3 – 2014q4) – původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

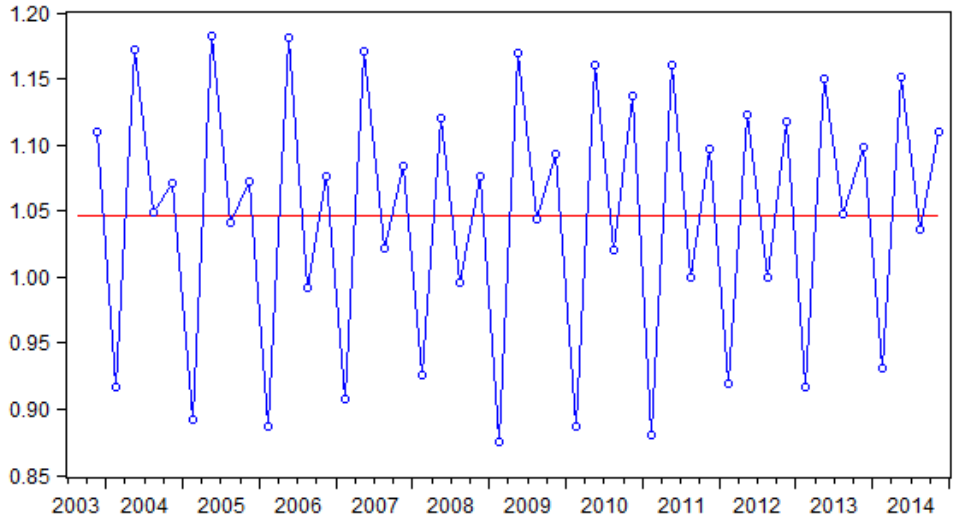
Vhodnost exponenciální funkce trendu (2.2.4) ověříme s pomocí 1. nesezónních diferencí a koeficientů růstu. Obr. 2.6.2 zobrazuje první nesezónní diference původních hodnot časové řady. Lze si všimnout, že hodnoty těchto 1. diferencí oscilují kolem nenulové konstanty. Z Obr. 2.6.3, který ukazuje koeficienty růstu časové řady počtu transakcí, lze identifikovat, že koeficienty růstu také kolísají okolo nenulové konstanty.

Obr. 2.6.2 Počet transakcí (2003q3 – 2014q4) – 1. nesezónní diference původních hodnot



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

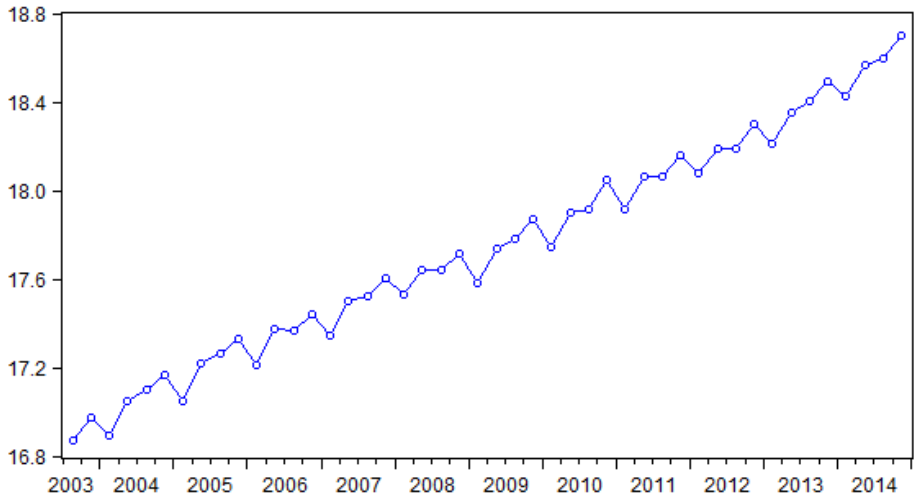
Obr. 2.6.3 Počet transakcí (2003q3 – 2014q4) – koeficienty růstu původních hodnot



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Vzhledem k tomu, že první nesezónní diference časové řady počtu transakcí oscilují okolo nenulové konstanty a řada koeficientů růstů této řady rovněž kolísá kolem nenulové konstanty, je vhodnost exponenciální funkce trendu potvrzena. Časovou řadu počtu transakcí (viz Obr. 2.6.1) kvůli jejímu exponenciálnímu průběhu (2.2.4) linearizujeme logaritmickou transformací. Sezónně neočištěnou časovou řadu čtvrtletních údajů o počtu transakcí po logaritmické transformaci ukazuje Obr. 2.6.4.

Obr. 2.6.4 Počet transakcí (2003q3 – 2014 q4) – logaritmované hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Jak je výše uvedeno, pro modelování složky sezónní využijeme umělých proměnných. Vzhledem k tomu, že v modelu bude přítomná konstanta, tj. parametr β_0 v (2.2.4), tak abychom se vyhnuli neúnosné multikolinearitě v modelu, musíme volit s-1 počet umělých proměnných, kde s představuje počet sezón. V našem případě je počet sezón 4, a proto zvolíme 3 umělé proměnné D_2 (2. čtvrtletí), D_3 (3. čtvrtletí) a D_4 (4. čtvrtletí).

2.6.2 Odhad parametrů modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti

Odhad modelu je zobrazen na Obr. 2.6.5 (kompletní výstup viz Příloha 31). Hodnotu koeficientu vícenásobné determinace R^2 (resp. R-squared) = 99,6007 % lze interpretovat tak, že modelem se nám podařilo vysvětlit 99,6007 % variability počtu transakcí. Vzhledem k poměrně vysoké hodnotě této statistiky, lze očekávat nenáhodný charakter reziduí.

Obr. 2.6.5 Odhad parametrů modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	16.78607	0.013094	1281.929	0.0000
T	0.036875	0.000368	100.1603	0.0000
D2	0.110172	0.014130	7.797063	0.0000
D3	0.091458	0.013828	6.614047	0.0000
D4	0.145365	0.013833	10.50882	0.0000

R-squared	0.996007	Mean dependent var	17.74077
Adjusted R-squared	0.995618	S.D. dependent var	0.500405
S.E. of regression	0.033126	Akaike info criterion	-3.874646
Sum squared resid	0.044992	Schwarz criterion	-3.675881
Log likelihood	94.11686	Hannan-Quinn criter.	-3.800187
F-statistic	2556.868	Durbin-Watson stat	0.391692
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Určitým nedostatkem modelování sezónní složky pomocí regresní metody s umělými proměnnými, která k odhadu parametrů využívá metodu nejmenších čtverců, je fakt, že přímo nepoznáme skutečné hodnoty odhadů parametrů příslušných umělých proměnných. Při aditivní dekompozici by se součet odhadů parametrů umělých proměnných D_2, D_3 a D_4 měl rovnat nule. Tuto skutečnost není však metoda nejmenších čtverců schopna zajistit. Nicméně k hodnotám sezónních výkyvů se můžeme dopočítat následovně. Nejdříve podle vztahu (2.6.1) spočítáme hodnotu průměru sezónních odhadů parametrů jako součet odhadů parametrů umělých proměnných, který následně vydělíme počtem sezón s = 4. Poté podle vztahu (2.6.2) určíme jednotlivé průměrné sezónní výkyvy (faktory), přičemž průměrný sezónní výkyv v první sezóně je zápornou hodnotou výše uvedeného průměru. Nesmíme také zapomenout na úpravu konstantního členu modelu β_0, k jehož odhadu přičítáme podle rovnice (2.6.3) průměr odhadů sezónních parametrů $\overline{\alpha}$ [Arlt a kol., 2002, str. 73].

$$\overline{\alpha} = \frac{\hat{\alpha}_2 + \hat{\alpha}_3 + \cdots + \hat{\alpha}_s}{s} \tag{2.6.1}$$

kde: s = počet sezón

$$\hat{\alpha}_j^* = \hat{\alpha}_j - \overline{\alpha} \tag{2.6.2}$$

$$\hat{\alpha}_1^* = -\overline{\alpha}$$

$$\hat{\alpha}_2^* = \hat{\alpha}_2 - \overline{\alpha}$$

$$\hat{\alpha}_3^* = \hat{\alpha}_3 - \overline{\alpha}$$

$$\hat{\alpha}_4^* = \hat{\alpha}_4 - \overline{\alpha}$$

kde: j = příslušná sezóna

$$\beta_0 + \overline{\alpha} \tag{2.6.3}$$

Vzhledem k tomu, že jsme původní časovou řadu počtu transakcí logaritmicky transformovali, tak naše výpočty mají podobu (2.6.4), (2.6.5) a (2.6.6). Můžeme si všimnout, že součet sezónních faktorů $\ln\hat{\alpha}_1^*$, $\ln\hat{\alpha}_2^*$, $\ln\hat{\alpha}_3^*$ a $\ln\hat{\alpha}_4^*$ je již roven 0.

$$\ln\overline{\alpha} = \frac{\ln\hat{\alpha}_2 + \ln\hat{\alpha}_3 + \cdots + \ln\hat{\alpha}_s}{s} \tag{2.6.4}$$

$$\ln\overline{\alpha} = \frac{0{,}110172 + 0{,}091458 + 0{,}145365}{4} = 0{,}08674875$$

kde: s = počet sezón

$$\ln\hat{\alpha}_j^* = \ln\hat{\alpha}_j - \ln\overline{\alpha} \tag{2.6.5}$$

$$\ln\hat{\alpha}_1^* = -\,0{,}08674875$$

$$\ln\hat{\alpha}_2^* = 0{,}110172 - 0{,}08674875 = 0{,}023423$$

$$\ln\hat{\alpha}_3^* = 0{,}091458 - 0{,}08674875 = 0{,}004709$$

$$\ln\hat{\alpha}_4^* = 0{,}145365 - 0{,}08674875 = 0{,}058616$$

kde: j = příslušná sezóna

$$\ln\beta_0 + \ln\bar{\alpha} \qquad (2.6.6)$$

$$16{,}78607 + 0{,}08674875 = 16{,}872818$$

Model zapíšeme s pomocí bodových odhadů jako (2.6.7), resp. (2.6.8), kde t = 1 představuje hodnotu z 2003q3 a t = 46 značí hodnotu z 2014q4. Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu lineárního trendu ukazuje Obr. 2.6.6.

$$\ln\text{PocTran}_t = \ln\hat{\beta}_0 + \ln\hat{\beta}_1 t + \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t} + \ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t} + \ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t} + \ln e_t \qquad (2.6.7)$$

$$\ln\text{PocTran}_t = 16{,}872818 + 0{,}036875t + 0{,}023423D_{2,t} + \\ + 0{,}004709D_{3,t} + 0{,}058616D_{4,t} + \ln e_t$$

kde: $\ln\text{PocTran}_t$ = napozorované hodnoty

$\ln e_t$ = rezidua

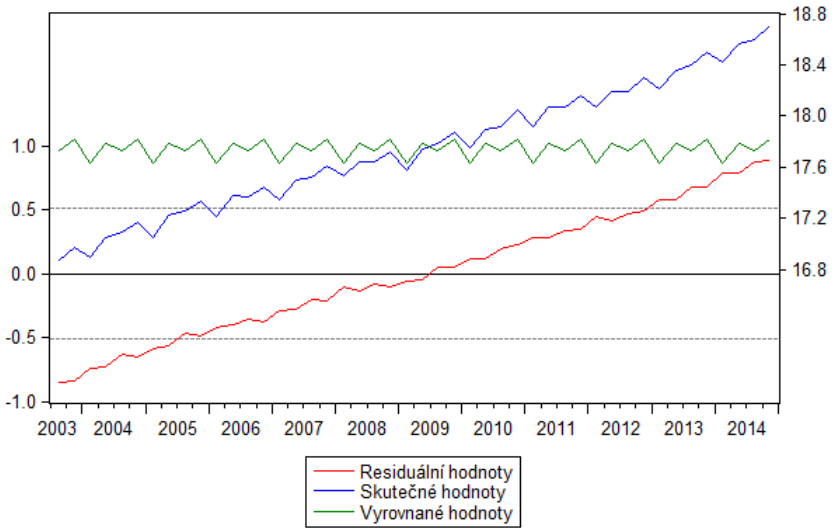
$$\widehat{\ln\text{PocTran}_t} = \ln\hat{\beta}_0 + \ln\hat{\beta}_1 t + \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t} + \ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t} + \ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t} \qquad (2.6.8)$$

$$\widehat{\ln\text{PocTran}_t} = 16{,}872818 + 0{,}036875t + 0{,}023423D_{2,t} + \\ + 0{,}004709D_{3,t} + 0{,}058616D_{4,t}$$

kde: $\widehat{\ln\text{PocTran}_t}$ = vyrovnané hodnoty

$\ln e_t = 0$

Obr. 2.6.6 Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu exponenciální trendu a modelu sezónnosti



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.6.3 Diagnostická kontrola modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti

2.6.3.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (2.6.9)$$

S odkazem na reziduální ACF (Obr. 2.6.7) musíme podle vztahu (2.6.9) na 5 % hladině významnosti zamítnout H_0 o náhodném charakteru reziduí. Odhady koeficientů autokorelace ve zpoždění k = 1, 2, 3, 17, 18, 19 a 20 přesahují interval spolehlivosti ($\pm \frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}2949$). Rezidua modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti značí autokorelaci náhodné složky modelu.

Obr. 2.6.7 Korelogram ACF a PACF modelu exponenciální trendu a modelu sezónnosti

Date: 12/31/18 Time: 13:42
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.721	0.721	25.478	0.000
		2	0.495	-0.050	37.792	0.000
		3	0.356	0.036	44.311	0.000
		4	0.197	-0.127	46.358	0.000
		5	0.086	-0.017	46.752	0.000
		6	-0.035	-0.131	46.821	0.000
		7	-0.078	0.055	47.169	0.000
		8	-0.129	-0.098	48.140	0.000
		9	-0.099	0.132	48.729	0.000
		10	-0.040	0.025	48.826	0.000
		11	-0.034	-0.031	48.897	0.000
		12	-0.103	-0.214	49.584	0.000
		13	-0.068	0.168	49.891	0.000
		14	-0.113	-0.247	50.768	0.000
		15	-0.197	-0.029	53.539	0.000
		16	-0.253	-0.166	58.251	0.000
		17	-0.383	-0.186	69.399	0.000
		18	-0.426	-0.091	83.698	0.000
		19	-0.373	0.151	95.079	0.000
		20	-0.302	-0.123	102.84	0.000

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.6.3.2 Autokorelace – Durbin-Watson test

Podle Obr. 2.6.5 je DW statistika modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti 0,391692. Vzhledem k tomu, že statistické tabulky pro počet pozorování T = 46 a pro jednu exogenní proměnou neuvádějí horní a dolní mez, použijeme tabulkové hodnoty pro nejbližší

vyšší počet pozorování, tj. T = 50. Pro T = 50 a pro 1 exogenní proměnou v modelu činí dolní mez 1,503 (d_L) a horní mez 1,585 (d_U).

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$0 < DW < d_L \qquad 0 < DW < 1{,}427 \qquad (2.6.10)$$

$$d_L < DW < d_U \qquad 1{,}503 < DW < 1{,}585 \qquad (2.6.11)$$

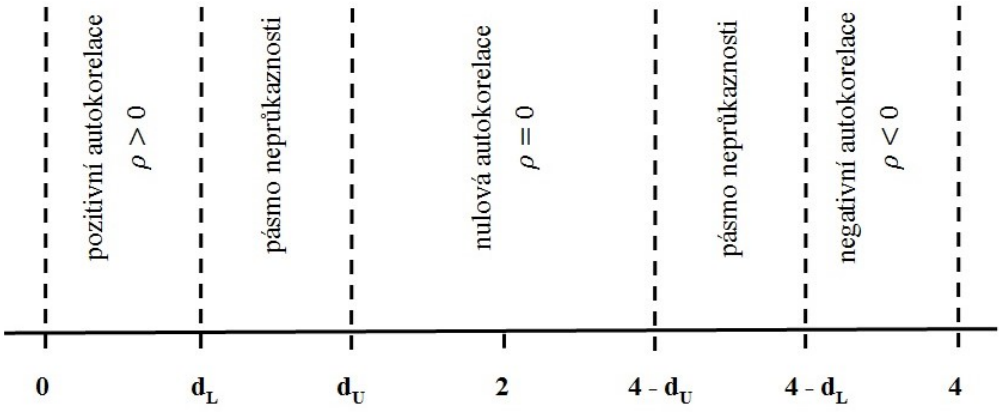
$$d_U < DW < 4 - d_U \qquad 1{,}585 < DW < 2{,}415 \qquad (2.6.12)$$

$$4 - d_U < DW < 4 - d_L \qquad 2{,}415 < DW < 2{,}497 \qquad (2.6.13)$$

$$4 - d_L < DW < 4 \qquad 2{,}497 < DW < 4 \qquad (2.6.14)$$

Protože DW statistika 0,391692 náleží intervalu (2.6.10), musíme i podle Durbin-Watsonova testu zamítnout na 5 % hladině významnosti H_0 o náhodném charakteru reziduí. Rezidua jsou podle Durbin-Watsonova testu pozitivně autokorelovaná.

Obr. 2.6.8 Durbin-Watson test



Pramen: [Dlouhá, Autokorelace], vlastní zpracování

2.6.3.3 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

I podle Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 32) zamítáme na 5 % hladině významnosti H_0 o náhodném charakteru reziduí. Tento test rovněž prokázal přítomnost autokorelace.

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (2.6.15)$$

$$0{,}0249 < 0{,}05$$

Na základě výše zjištěných skutečností můžeme konstatovat, že exponenciální model trendu a model sezónnosti s pomocnými proměnnými není kvůli autokorelaci reziduí vhodný.

2.6.3.4 Heteroskedasticita – White test

Podle White testu (viz Příloha 33) nezamítáme na 5 % hladině významnosti H_0 hypotézu o konstantním rozptylu reziduí. Test neprokázal platnost alternativní hypotézy, neboť rezidua jsou homoskedastická.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(8) < \alpha \qquad (2.6.16)$$

$$0{,}1373 < 0{,}05$$

2.6.3.5 Normalita – Jarque-Bera test

Na základě Jarque-Bera testu na 5 % hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu o normalitě rozdělení. Test prokázal, že rezidua mají normální rozdělení.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

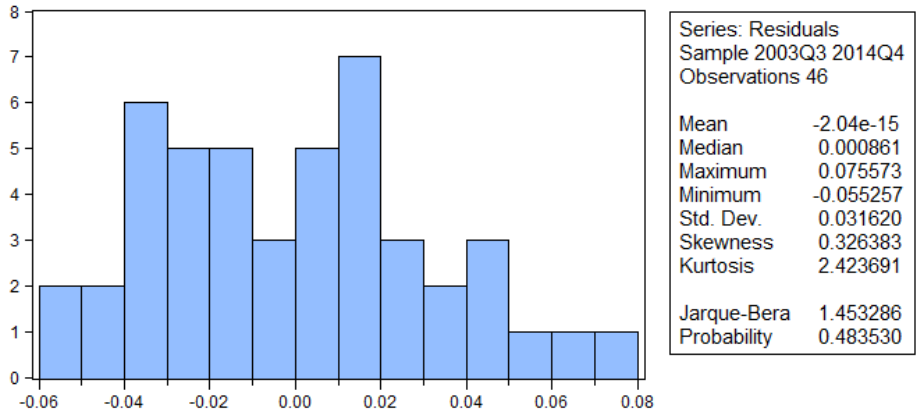
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq \text{JB} \qquad (2.6.17)$$

$$\chi^2_{0,95}(2) \leq 1{,}45$$

$$5{,}99 \leq 1{,}45$$

Obr. 2.6.9 Histogram modelu exponenciální trendu a modelu sezónnosti



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.6.3.6 Významnost modelu – Index determinace

Jak jsme předpokládali, vysoká hodnota vícenásobného koeficientu determinace R^2 = 99,6007 % je uměle nadhodnocena vlivem autokorelace reziduí.

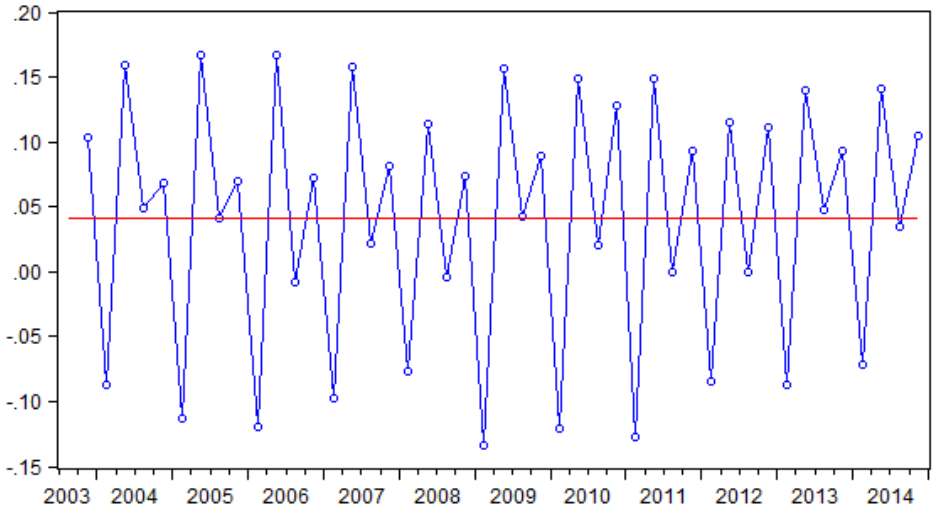
2.6.3.7 Významnost parametrů – t-test

Odhady směrodatných chyb parametrů $s_{\hat{\beta}_i}$ (Std. Error) jsou vlivem sériové závislosti reziduí vychýlené a nelze se proto spolehnout na t-test parametrů.

2.6.4 Odstranění trendové složky

V analýze časové řady počtu transakcí budeme pokračovat dále a pokusíme se najít nový vhodnější model této časové řady. Sériovou závislost reziduí se pokusíme vyřešit odstraněním trendové složky z modelu s pomocí prvních diferencí a dále budeme modelovat již jen složku sezónní. Obr. 2.6.10 zobrazuje 1. nesezónní diference logaritmovaných hodnot počtu transakcí. Lze si všimnout, že řada 1. diferencí má konstantní úroveň a zhruba stálou sezónnost.

Obr. 2.6.10 Počet transakcí (2003q3 – 2014q4) – 1. nesezónní diference logaritmovaných hodnot



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Touto operací jsme upravili model ve vztahu (2.6.7) do podoby vztahu (2.6.18), kde t = 1 představuje hodnotu z 2003q3 a t = 46 značí hodnotu z 2014q4.

$$\begin{aligned}\ln\mathrm{PocTran}_t - \ln\mathrm{PocTran}_{t-1} &= \ln\hat{\beta}_0 - \ln\hat{\beta}_0 + \ln\hat{\beta}_1 t - \ln\hat{\beta}_1(t-1) + \\ &+\ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t} - \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t-1} + \ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t} - \\ &-\ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t-1} + \ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t} - \ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t-1} + \\ &+\ln e_t - \ln e_{t-1}\end{aligned} \qquad (2.6.18)$$

$$\begin{aligned}\ln\mathrm{PocTran}_t - \ln\mathrm{PocTran}_{t-1} &= \ln\hat{\beta}_0 - \ln\hat{\beta}_0 + \ln\hat{\beta}_1 t - \ln\hat{\beta}_1 t + \\ &+\ln\hat{\beta}_1 + \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t} - \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t-1} + \\ &+\ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t} - \ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t-1} + \ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t} - \\ &-\ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t-1} + \ln e_t - \ln e_{t-1}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\ln\mathrm{PocTran}_t - \ln\mathrm{PocTran}_{t-1} &= \ln\hat{\beta}_1 + \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t} - \ln\hat{\alpha}_2 D_{2,t-1} + \\ &+\ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t} - \ln\hat{\alpha}_3 D_{3,t-1} + \ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t} - \\ &-\ln\hat{\alpha}_4 D_{4,t-1} + \ln e_t - \ln e_{t-1}\end{aligned}$$

$$\ln\mathrm{PocTran}_t - \ln\mathrm{PocTran}_{t-1} = \ln\hat{\beta}_1 + \ln\hat{\alpha}_2(D_{2,t} - D_{2,t-1}) + \\ + \ln\hat{\alpha}_3(D_{3,t} - D_{3,t-1}) + \\ + \ln\hat{\alpha}_4(D_{4,t} - D_{4,t-1}) + \ln e_t - \ln e_{t-1}$$

kde: $\ln\mathrm{PocTran}_t$ = napozorované hodnoty

$\ln e_t$ = rezidua

2.6.5 Odhad parametrů modelu sezónnosti

Obr. 2.6.11 ukazuje odhad parametrů modelu sezónnosti (kompletní výstup viz Příloha 34). Hodnotu indexu determinace R^2 (resp. R-squared) = 95,7448 % můžeme interpretovat tak, že modelem sezónnosti s umělými proměnnými se nám podařilo vysvětlit variabilitu počtu transakcí z 95,7448 %. Pokud se nám nepodaří identifikovat sériovou závislost reziduí, lze říci, že shoda modelu s daty je velmi dobrá.

Obr. 2.6.11 Odhad parametrů modelu sezónnosti

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.101619	0.006129	-16.58120	0.0000
D2	0.248667	0.008667	28.69079	0.0000
D3	0.123646	0.008667	14.26602	0.0000
D4	0.192402	0.008485	22.67651	0.0000

R-squared	0.957448	Mean dependent var	0.040698
Adjusted R-squared	0.954334	S.D. dependent var	0.095118
S.E. of regression	0.020326	Akaike info criterion	-4.869121
Sum squared resid	0.016939	Schwarz criterion	-4.708529
Log likelihood	113.5552	Hannan-Quinn criter.	-4.809254
F-statistic	307.5080	Durbin-Watson stat	2.061179
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Podle vztahu (2.6.19) spočítáme opět hodnotu průměru sezónních odhadů parametrů a dále podle rovnice (2.6.20) určíme jednotlivé průměrné sezónní výkyvy. Rovněž upravíme konstantní člen modelu β_1 podle vztahu (2.6.21).

$$\ln\bar{\alpha} = \frac{\ln\hat{\alpha}_2 + \ln\hat{\alpha}_3 + \cdots + \ln\hat{\alpha}_s}{s} \tag{2.6.19}$$

$$\ln\bar{\alpha} = \frac{0{,}248667 + 0{,}123646 + 0{,}192402}{4} = 0{,}14117875$$

kde: s = počet sezón

$$\ln\hat{\alpha}_j^* = \ln\hat{\alpha}_j - \ln\bar{\alpha} \tag{2.6.20}$$

$$\ln\hat{\alpha}_1^* = -0{,}14117875$$

$$\ln\hat{\alpha}_2^* = 0{,}248667 - 0{,}14117875 = 0{,}107488$$

$$\ln\hat{\alpha}_3^* = 0{,}123646 - 0{,}14117875 = -0{,}01753$$

$$\ln\hat{\alpha}_4^* = 0{,}192402 - 0{,}14117875 = 0{,}051223$$

kde: j = příslušná sezóna

$$\ln\beta_1 + \ln\bar{\alpha} \tag{2.6.21}$$

$$-0{,}101619 + 0{,}14117875 = 0{,}03955975$$

Model zapíšeme s pomocí bodových odhadů jako (2.6.22), resp. (2.6.23). Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu ukazuje Obr. 2.6.12.

$$\begin{aligned}\ln\mathrm{PocTran}_t - \ln\mathrm{PocTran}_{t-1} = {} & \ln\hat{\beta}_1 + \ln\hat{\alpha}_2(\mathrm{D}_{2,t} - \mathrm{D}_{2,t-1}) + \\ & + \ln\hat{\alpha}_3(\mathrm{D}_{3,t} - \mathrm{D}_{3,t-1}) + \\ & + \ln\hat{\alpha}_4(\mathrm{D}_{4,t} - \mathrm{D}_{4,t-1}) + \mathrm{lne}_t - \mathrm{lne}_{t-1}\end{aligned} \tag{2.6.22}$$

$$\begin{aligned}\ln\mathrm{PocTran}_t - \ln\mathrm{PocTran}_{t-1} = {} & 0{,}0395 + 0{,}1074(\mathrm{D}_{2,t} - \mathrm{D}_{2,t-1}) - \\ & - 0{,}0175(\mathrm{D}_{3,t} - \mathrm{D}_{3,t-1}) + \\ & + 0{,}0512(\mathrm{D}_{4,t} - \mathrm{D}_{4,t-1}) + \mathrm{lne}_t - \mathrm{lne}_{t-1}\end{aligned}$$

kde: $\ln\mathrm{PocTran}_t$ = napozorované hodnoty

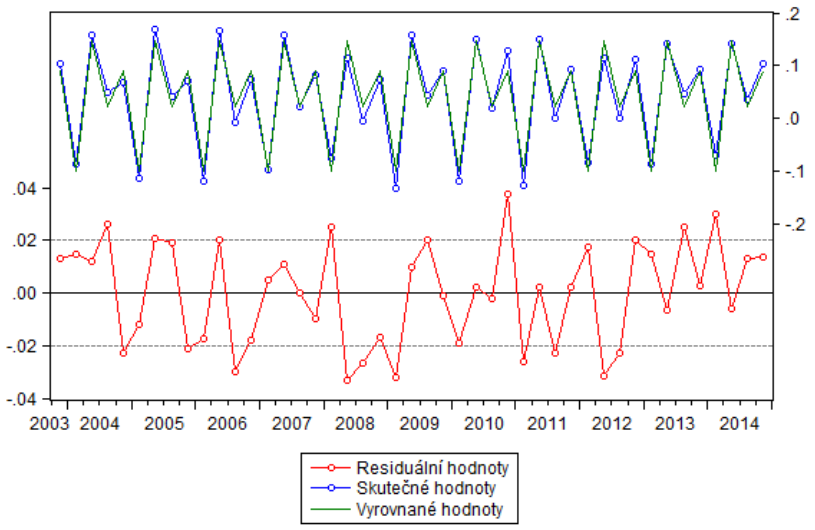
lne_t = rezidua

$$\begin{aligned}\ln\widehat{\mathrm{PocTran}}_t - \ln\widehat{\mathrm{PocTran}}_{t-1} = {} & 0{,}0395 + 0{,}1074(\mathrm{D}_{2,t} - \mathrm{D}_{2,t-1}) - \\ & - 0{,}0175(\mathrm{D}_{3,t} - \mathrm{D}_{3,t-1}) + \\ & + 0{,}0512(\mathrm{D}_{4,t} - \mathrm{D}_{4,t-1})\end{aligned} \tag{2.6.23}$$

kde: $\ln\widehat{\mathrm{PocTran}}_t$ = vyrovnané hodnoty

$\mathrm{lne}_t, \mathrm{lne}_{t-1} = 0$

Obr. 2.6.12 Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu sezónnosti



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.6.6 Diagnostická kontrola modelu sezónnosti

2.6.6.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (2.6.24)$$

Obr. 2.6.13 ukazuje korelogram ACF a PACF regresního modelu sezónnosti. Podle tvaru ACF na 5 % hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu o zcela náhodném charakteru reziduí. Hodnoty ACF nepřekračují ani v jednom zpoždění interval spolehlivosti ($\pm\frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}2981$).

Obr. 2.6.13 Korelogram ACF a PACF modelu sezónnosti

Date: 01/01/19 Time: 19:00
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 45
Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.041	-0.041	0.0816	0.775
		2	-0.122	-0.124	0.8187	0.664
		3	0.065	0.055	1.0336	0.793
		4	0.104	0.096	1.5963	0.809
		5	-0.011	0.012	1.6030	0.901
		6	-0.086	-0.069	2.0067	0.919
		7	0.044	0.025	2.1133	0.953
		8	-0.056	-0.082	2.2912	0.971
		9	-0.023	-0.011	2.3209	0.985
		10	0.035	0.031	2.3940	0.992
		11	0.100	0.107	3.0152	0.991
		12	-0.237	-0.224	6.6001	0.883
		13	0.193	0.226	9.0624	0.768
		14	0.041	-0.046	9.1787	0.819
		15	-0.054	0.011	9.3840	0.857
		16	0.106	0.137	10.210	0.855
		17	-0.053	-0.095	10.422	0.885
		18	-0.172	-0.227	12.743	0.807
		19	-0.136	-0.098	14.256	0.769
		20	-0.045	-0.179	14.432	0.808

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.6.6.2 Autokorelace – Durbin-Watson test

DW statistika modelu sezónnosti činí 2,061179 (viz Obr. 2.6.11). Pro T = 45 a pro 1 exogenní proměnou v modelu činí dolní mez 1,475 (d_L) a horní mez 1,566 (d_U). Vzhledem k tomu, že DW statistika náleží intervalu (2.6.27), nezamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o sériové nezávislosti reziduí. Podle Durbin-Watsonova testu tedy nejsou rezidua autokorelovaná.

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$0 < DW < d_L \qquad 0 < DW < 1{,}475 \qquad (2.6.25)$$

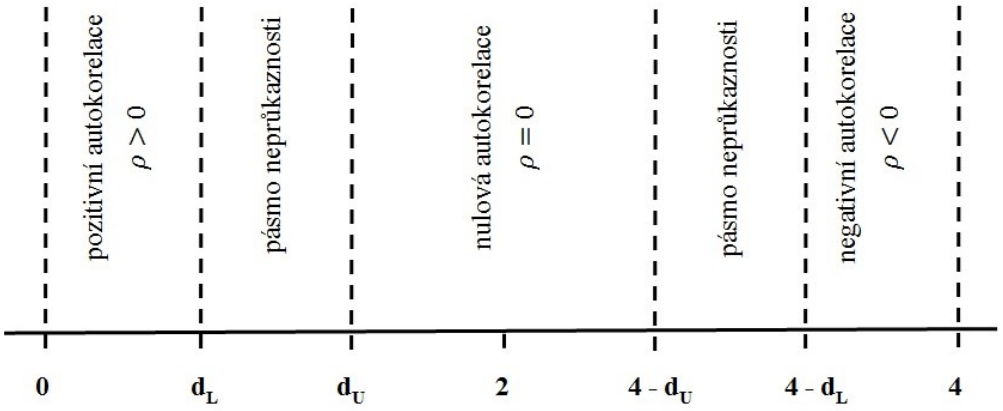
$$d_L < DW < d_U \qquad 1{,}475 < DW < 1{,}566 \qquad (2.6.26)$$

$$d_U < DW < 4 - d_U \qquad 1{,}566 < DW < 2{,}434 \qquad (2.6.27)$$

$$4 - d_U < DW < 4 - d_L \qquad 2{,}434 < DW < 2{,}525 \qquad (2.6.28)$$

$$4 - d_L < DW < 4 \qquad 2{,}525 < DW < 4 \qquad (2.6.29)$$

Obr. 2.6.14 Durbin-Watson test



Pramen: [Dlouhá, Autokorelace], vlastní zpracování

2.6.6.3 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

I podle Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 35) nezamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o zcela náhodném charakteru reziduí. Breusch-Godfreyův test nepotvrzuje sériovou závislost reziduí.

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (2.6.30)$$

$$0{,}6913 < 0{,}05$$

2.6.6.4 Heteroskedasticita – White test

Na základě White testu (viz Příloha 36) nezamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o konstantním rozptylu reziduí. Test vyvrátil platnost alternativní hypotézy o proměnlivém rozptylu.

$H_0: D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

$H_1:$ non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(3) < \alpha \qquad (2.6.31)$$

$$0{,}6595 < 0{,}05$$

2.6.6.5 Normalita – Jarque-Bera test

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme H_0 o normalitě rozdělení. Jarque-Bera test prokázal, že rezidua modelu sezónnosti mají normální rozdělení.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

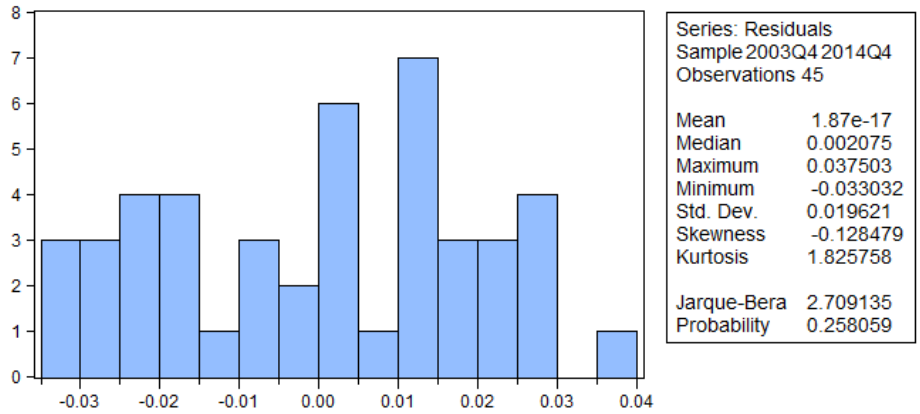
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq JB \qquad (2.6.32)$$

$$\chi^2_{0,95}(2) \leq 2{,}70$$

$$5{,}99 \leq 2{,}70$$

Obr. 2.6.15 Histogram modelu sezónnosti



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

2.6.6.6 Významnost modelu – Index determinace

Jak jsme již konstatovali po odhadu parametrů regresního modelu sezónnosti, variabilitu počtu transakcí se nám podařilo vysvětlit z 95,7448 %. Na základě analýzy korelogramu ACF a na základě výsledků Durbin-Watsonova testu a Breusch-Godfreyova testu jsme usoudili, že rezidua modelu nejsou autokorelovaná. Vysoká hodnota vícenásobného koeficientu determinace R^2 (resp. R-squared) není tedy v tomto případě uměle nadhodnocena.

2.6.6.7 Významnost parametrů – t-test

Na základě t-testu zamítáme podle vztahu (2.6.33) u všech parametrů H_0 o nevýznamnosti. Všechny parametry jsou tedy statisticky významné.

H_0: $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \hat{\alpha}_4 = 0$ (nevýznamnost parametru)

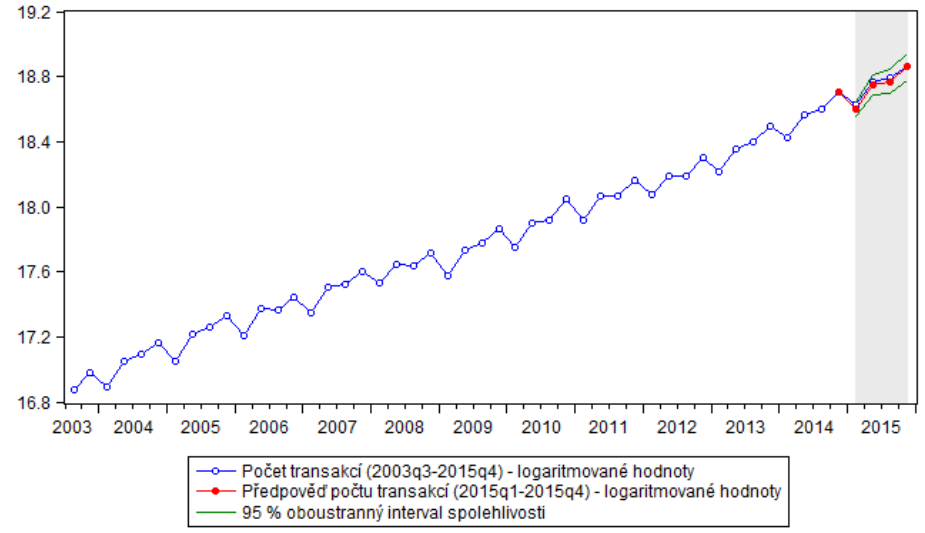
H_1: $\hat{\beta}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \hat{\alpha}_4 \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (2.6.33)$$

2.6.7 Extrapolace pro období 2015q1-2015q4 na základě modelu sezónnosti

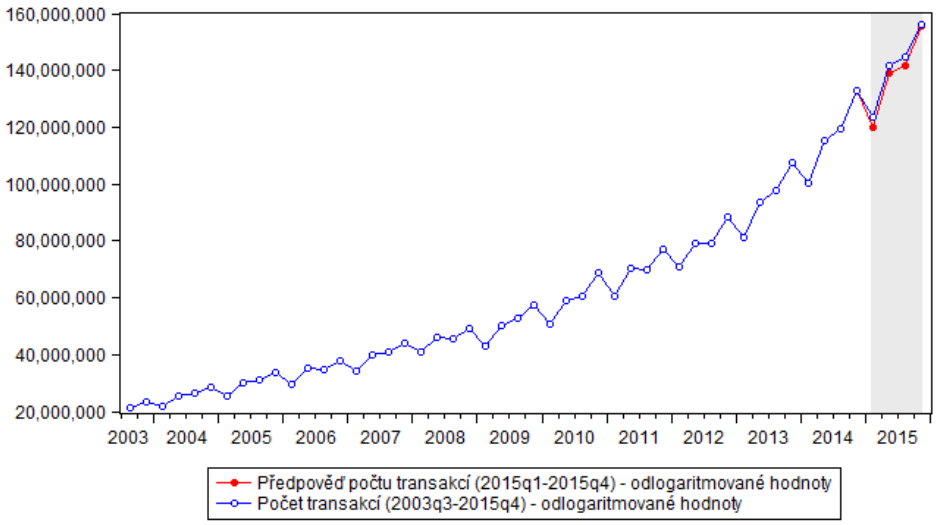
Na základě výše uvedené diagnostické kontroly modelu jsme dospěli k závěru, že regresní model sezónnosti s umělými proměnnými je možné použít pro výpočet extrapolací. Na Obr. 2.6.16 jsou uvedené extrapolace logaritmovaných hodnot počtu transakcí v rozdělení na jednotlivá čtvrtletí roku 2015 a jejich 95 % intervaly spolehlivosti. Extrapolace v odlogaritmovaných hodnotách zobrazuje Obr. 2.6.17. Porovnáním extrapolovaných hodnot se skutečnými hodnotami v Příloha 30 zjistíme, že zvolený regresní model sezónnosti v období extrapolace 2015q1-2015q4 lehce podhodnotil skutečnost. Naši ex post předpověď lze považovat za úspěšnou, neboť toto podhodnocení je ve všech čtvrtletních relativně malé.

Obr. 2.6.16 Extrapolace na základě modelu sezónnosti – logaritmované hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Obr. 2.6.17 Extrapolace na základě modelu sezónnosti – odlogaritmované hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3 Modelování ekonomických a finančních časových řad z oblasti platebních karet pomocí Box-Jenkinsovy metodologie

Na rozdíl od klasické dekompoziční metodologie (viz kapitola 2) je v tomto přístupu pozornost zaměřena na nesystematickou část časové řady (tj. náhodnou složku). Tato náhodná složka může být přitom formována závislými náhodnými veličinami. Pomocí Box-Jenkinsovy metodologie je tedy možné modelovat časové řady, jenž mají navzájem korelované pozorování. Box-Jenkinsův přístup se právě opírá tyto závislosti a s pomocí korelační analýzy je zkoumá. Mohlo by se zdát, že přístup klade až přílišnou pozornost nesystematické složce modelu a opomíjí modelování časových řad, jenž mají evidentní sezónní či trendový charakter. Opak je pravdou, s pomocí Box-Jenkinsovy metodologie lze modelovat i časové řady obsahující jak trendovou, tak sezónní složku. Box-Jenkinsův přístup k tomu využívá tzv. autoregresní integrované procesy klouzavých průměrů ARIMA či sezónní autoregresní integrované procesy klouzavých průměrů SARIMA, ve kterých může být trendová či sezónní složka modelu modelována náhodně (stochasticky) [Cipra, 1986, str. 19].

Modely založená na Box-Jenkinsově metodologii jsou na rozdíl modelů v klasické dekompoziční metodologii modely stochastické, jenž jsou schopné modelovat stochasticky jak trendovou složku, tak složku sezónní. Stochastické modely, které pracující s náhodnými veličinami, vyhovují daným situacím pouze přibližně, a to s jistou mírou pravděpodobnosti. Jinými slovy stochastické modely pracují i s možností, že hodnoty časové řady mohou být generovány i náhodně (stochasticky) [Cipra, 1986, str. 100; Bris, Modely a modelování, str. 7].

V této kapitole budeme pomocí Box-Jenkinsovy metodologie hledat vhodné modely vybraných čtvrtletních časových řad. S pomocí modelů ARIMA se pokusíme modelovat časovou řadu počtu provozoven s POS terminálem a časovou řadu počtu ATM, u kterých se nám v kapitole 2 nepodařilo najít vhodné modely v rámci dekompozičního přístupu. Pro modelování časové řady počtu provozoven využijeme integrovaný proces SARIMA.

Problematika Box-Jenkinsovy metodologie je značně obsáhlá a vzhledem k tomu, že cílem práce není použité metody charakterizovat, omezíme se pouze na zmínění relevantní literatury. Box-Jenkinsovým přístupem se zabývá např. Cipra [Cipra, 1986, str. 100], Arlt a kol. [Arlt a kol. 2002, str. 85] nebo Arlt a Arltová [Arlt a Arltová, 2009, str. 24].

Můžeme však ještě zmínit, že analýza časové řady v rámci této metodologie probíhá ve 3 základních fázích. První fází je samotná analýza časové řady, v rámci které se snažíme určit řád diferencování časové řady. K tomu nám může posloužit grafická analýza časové řady, korelogramu autokorelační funkce (ACF) a parciální autokorelační funkce (PACF) nebo můžeme využít tzv. rozšířených Dickey-Fullerových testů[68]. Tyto testy zkoumají přítomnost jednotkového kořene Φ_1 u modelu bez konstanty (2.6.1), modelu s konstantou (2.6.2) a u modelu s konstantou a časovou proměnnou (2.6.3).

$$X_t = \Phi_{1a} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + a_t \tag{2.6.1}$$

$$X_t = \Phi_{0b} + \Phi_{1b} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + a_t \tag{2.6.2}$$

kde: parametr Φ_{0b} představuje konstantní deterministický trend

$$X_t = \Phi_{0c} + \gamma_c t + \Phi_{1c} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + a_t \tag{2.6.3}$$

kde: parametry $\Phi_{0c} + \gamma_c t$ představují lineární deterministický trend

Po nalezení vhodného modelu následuje druhá fáze, kterou je samotný odhad parametrů modelu. Třetí fází je ověřování vhodnosti odhadnutého modelu. V této fázi pomocí různých testů hodnotíme kvalitu modelu z pohledu různých kritérií (sériová závislost reziduí – autokorelace, proměnlivý rozptyl reziduí – heteroskedasticita, normalita rozdělení reziduí). Pro zhodnocení významnosti parametrů v modelu můžeme využít tzv. t-test a pravděpodobnost (Prob.) platnosti nulové hypotézy o nevýznamnosti daného parametru (2.6.4).

H_0: parametr $= 0$ (nevýznamnost parametru)

H_1: parametr $\neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \tag{2.6.4}$$

[68] **Rozšířené Dickey-Fullerovy testy** jsou označované také jako ADF testy (z angličtiny **A**ugmented **D**ickey-**F**uller tests).

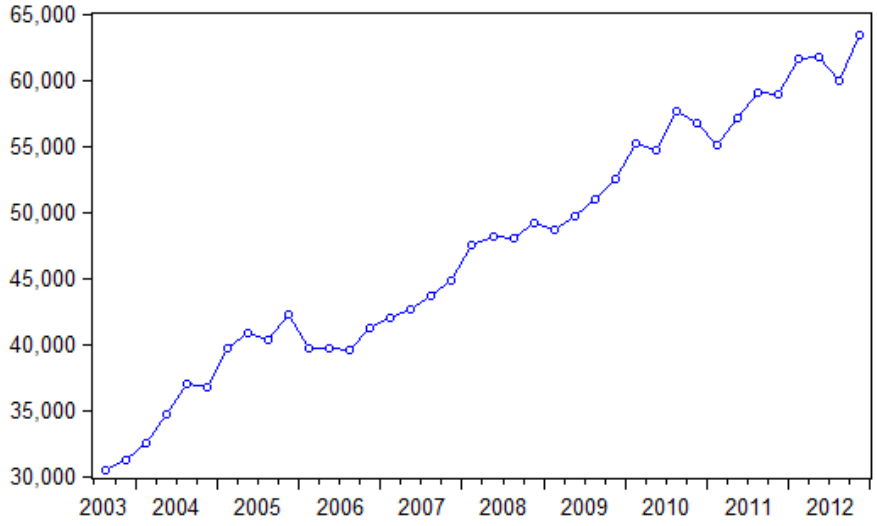
3.1 Počet provozoven s POS terminálem

K dispozici máme sezónně očištěné čtvrtletní údaje časové řady počtu provozoven s POS terminálem od 2003q3 – 2013q4 (viz Příloha 1), se kterými jsme pracovali v kapitole 2.4. V této kapitole jsme se v rámci klasického dekompozičního přístupu pokoušeli popsat trend časové řady s pomocí trendových funkcí. Nicméně kvůli systematickému charakteru reziduí jsme dospěli k závěru, že lineární model trendu není vhodný a že k vysvětlení hodnot časové řady budeme muset použít jinou techniku. O nalezení procesu generujícího časovou řadu počtu provozoven s POS terminálem se nyní pokusíme s využitím Box-Jenkinsovy metodologie a s pomocí autoregresního integrovaného procesu klouzavých průměrů ARIMA. Opět budeme pracovat s interpolačním obdobím 2003q3 – 2012q4 a v případě, že se nám podaří najít adekvátní model, vytvoříme ex post předpověď pro období 2013q1 – 2013q4.

3.1.1 Určení řádu diferencování

3.1.1.1 Grafická analýza časové řady

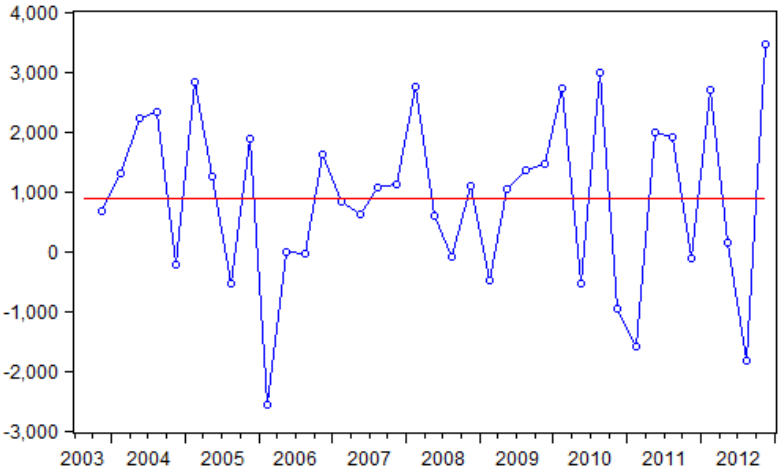
Obr. 3.1.1 Počet provozoven s POS (2003q3 – 2012q4) – sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Průběh časové řady sezónně očištěné řady čtvrtletních hodnot počtu provozoven s POS terminálem zobrazuje Obr. 3.1.1. Je zřejmé, že tato časová řada obsahuje lineární trend a je tedy nestacionární. Obr. 3.1.2 zachycuje první nesezónní diference sezónně očištěné řady počtu provozoven s POS terminálem. Z grafu je patrné, že hodnoty časové řady kolísají kolem nepodmíněné střední hodnoty a jsou k této hodnotě přitahovány. Lze tedy předpokládat, že časová řada bude stacionární po prvních diferencích, a tedy integrovaná řádu I(d), kde d = 1.

Obr. 3.1.2 Počet provozoven s POS (2003q3 – 2012q4) – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot



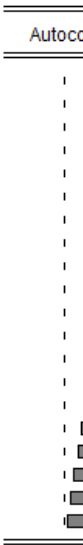
Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.1.1.2 Grafická analýza korelogramu

Nestacionární charakter časové řady potvrzuje také tvar korelogramu ACF a PACF (Obr. 3.1.3). Na hodnotách ACF lze zpozorovat, že klesají velmi pomalu (přibližně lineárním tempem), jinými slovy, že hodnoty ACF mají poměrně dlouhou paměť. Současně pouze první hodnota PACF je statisticky významná a ostatní hodnoty PACF jsou rovny 0. Toto zjištění nám napovídá, že by se mohlo jednat o integrovaný proces typu náhodné procházky[69], jehož teoretický tvar korelogramu ACF a PACF je uveden v Příloha 49.

Obr. 3.1.3 Korelogram ACF a PACF – sezónně očištěné původní hodnoty

Date: 12/24/18 Time: 15:17
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 38



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.900	0.900	33.269	0.000
		2	0.818	0.043	61.523	0.000
		3	0.727	-0.088	84.446	0.000
		4	0.635	-0.063	102.45	0.000
		5	0.569	0.085	117.37	0.000
		6	0.495	-0.066	129.00	0.000
		7	0.437	0.021	138.38	0.000
		8	0.392	0.040	146.18	0.000
		9	0.334	-0.090	152.02	0.000
		10	0.271	-0.092	156.00	0.000
		11	0.203	-0.057	158.33	0.000
		12	0.125	-0.098	159.25	0.000
		13	0.054	-0.051	159.42	0.000
		14	-0.007	0.006	159.43	0.000
		15	-0.064	-0.037	159.70	0.000
		16	-0.117	-0.070	160.64	0.000
		17	-0.171	-0.064	162.75	0.000
		18	-0.218	-0.032	166.37	0.000
		19	-0.253	0.010	171.49	0.000
		20	-0.291	-0.053	178.64	0.000

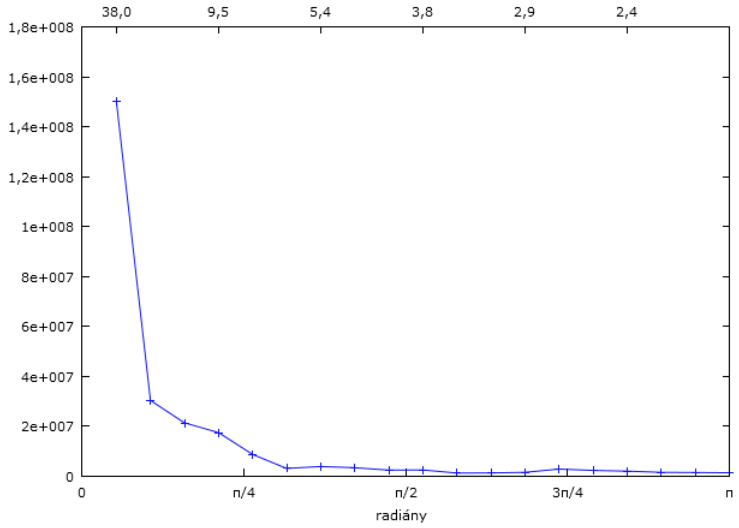
Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

[69] Lze se také setkat s označením RW (z angličtiny **R**andom **W**alk).

3.1.1.3 Grafická analýza periodogramu

I periodogram hovoří ve prospěch nestacionarity časové řady počtu provozoven s POS terminálem, neboť indikuje významný vrchol v nulové (nesezónní) frekvenci.

Obr. 3.1.4 Periodogram – sezónně očištěné původní hodnoty



[Výstup z programu Gretl], vlastní zpracování

Pokud bychom si naše závěry o nestacionaritě vyvozené z grafické analýzy časové řady, korelogramu ACF a PACF či periodogramu, která v sobě nese určitou dávku subjektivnosti, chtěli ověřit nějakou objektivní technikou, můžeme přistoupit k testování jednotkových kořenů např. pomocí rozšířených Dickey-Fullerových testů.

3.1.1.4 Augmented Dickey-Fuller test

3.1.1.4.1 Modely pro sezónně očištěné původní hodnoty

Ve všech případech, tj. v případě modelu bez konstanty (2.6.1), modelu s konstantou (2.6.2) a modelu s konstantou a časovou proměnnou (2.6.3), nemůžeme na základě vztahů (3.1.1), (3.1.2) a (3.1.3) na 5 % hladině významnosti zamítnout nulovou hypotézu o nestacionaritě. Rozšířené Dickey-Fullerovy testy (viz Příloha 5, Příloha 6 a Příloha 7) tedy ověřily naše předpoklady o nestacionaritě časové řady sezónně očištěných původních hodnot počtu provozoven s POS terminálem.

$H_0: \Phi_{1i} = 1$ (časová řada má jednotkový kořen, nestacionarita)

$H_1: \Phi_{1i} < 1$

	Prob. $<$ α	
Φ_{1a}	$0{,}9998 < 0{,}05$	(3.1.1)
Φ_{1b}	$0{,}8595 < 0{,}05$	(3.1.2)

$$\Phi_{1c} \qquad 0{,}0952 < 0{,}05 \qquad (3.1.3)$$

kde: $i = a, b, c.$

Dále bychom s pomocí t-testu (2.6.4) měli ověřit významnost parametrů v rámci jednotlivých modelů použitých v ADF testech. V modelu bez konstanty figuruje pouze jeden parametr a to parametr Φ_{1a}, který je na 5 % hladině statisticky významný (viz Příloha 5). U modelu s konstantou (viz Příloha 6) na 5 % hladině významnosti statisticky nevýznamný jak parametr Φ_{0b}, tak parametr Φ_{1b}. Zatímco model s konstantou a časovou proměnnou (viz Příloha 7) má na 5 % hladině významnosti statisticky významné všechny parametry, tj. parametr Φ_{0c} (konstanta), parametr γ_c (lineární deterministický trend) a parametr Φ_{1c}. Na základě t-testu u modelu s konstantou a časovou proměnnou můžeme říci, že časová řada počtu provozoven s POS terminálem je generovaná lineárním deterministickým trendem.

3.1.1.4.2 Modely pro 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Prostřednictvím ADF testů můžeme rovněž ověřit, zda bude časová řada stacionární po prvních diferencích. U všech modelů na základě ADF testů (viz Příloha 8, Příloha 9 a Příloha 10) zamítáme na 5 % hladině významnosti hypotézu o přítomnosti jednotkového kořenu, neboť testy prokázaly, že časová řada je po 1. diferencích stacionární. Časová řada počtu provozoven s POS terminálem by tedy skutečně měla být integrovaná řádu I(1).

$H_0: \Phi_{1i} = 1$ (časová řada má jednotkový kořen, nestacionarita)

$H_1: \Phi_{1i} < 1$

$$\text{Prob.} < \alpha$$

$$\Phi_{1a} \qquad 0{,}0000 < 0{,}05 \qquad (3.1.4)$$

$$\Phi_{1b} \qquad 0{,}0000 < 0{,}05 \qquad (3.1.5)$$

$$\Phi_{1c} \qquad 0{,}0000 < 0{,}05 \qquad (3.1.6)$$

kde: $i = a, b, c.$

Opět s pomocí t-testu (2.6.4) ověříme významnost parametrů v rámci jednotlivých modelů použitých v ADF testech. Parametr Φ_{1a} je na 5 % hladině významnosti statisticky významný v modelu bez konstanty (Příloha 8). V modelu s konstantou (viz Příloha 9) je na 5 % hladině významnosti statisticky významný parametr Φ_{0b} i parametr Φ_{1b}. Nicméně model s konstantou i trendem (viz Příloha 10) indikuje na 5 % hladině významnosti statistickou významnost parametru Φ_{0c} a parametru Φ_{1c} a statistickou nevýznamnost parametru γ_c. Tento závěr je v rozporu s naším dřívějším tvrzením o přítomnosti lineárního deterministického

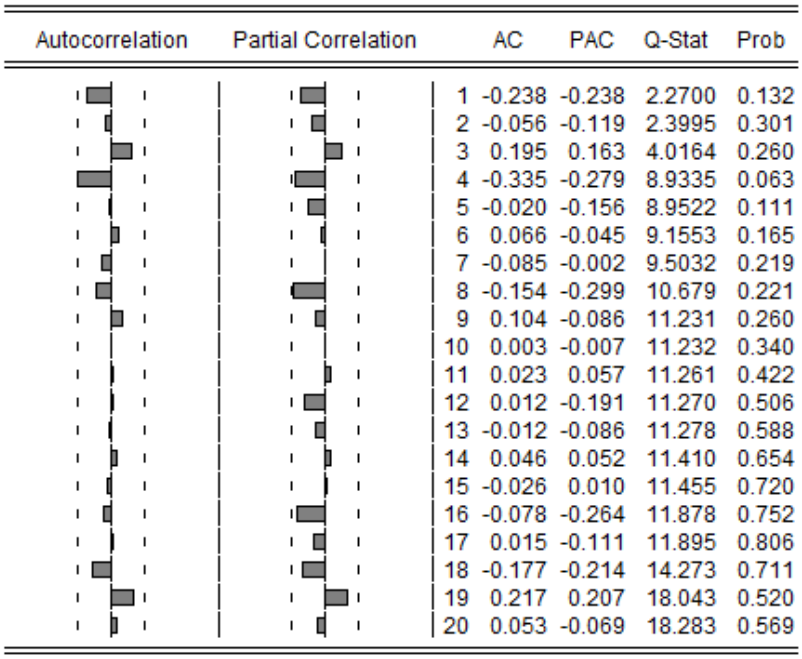
trendu v časové řadě. Lze tedy předpokládat, že časová řada bude generována stochastickým trendem a také lze konstatovat, že bychom měli do modelu zahrnout konstantu.

3.1.2 Určení řádu polynomů $\Phi_p(B)$ a $\theta_q(B)$

Na Obr. 3.1.5 je zobrazen korelogram ACF a PACF prvních diferencí časové řady počtu provozoven s POS terminálem. Ve zpoždění k = 4 se může zdát, že hodnota ACF překračuje toleranční mez. V tomto zpoždění je nicméně pravděpodobnost (Prob.) pravdivosti nulové hypotézy o náhodném charakteru reziduí u Ljung-Box testu větší než námi uvažovaná 5 % hladina významnosti, a tak nulovou hypotézu nezamítáme.

Obr. 3.1.5 Korelogram ACF a PACF – 1. diference sezónně očištěných hodnot

Date: 12/25/18 Time: 17:41
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 37



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.238	-0.238	2.2700	0.132
		2	-0.056	-0.119	2.3995	0.301
		3	0.195	0.163	4.0164	0.260
		4	-0.335	-0.279	8.9335	0.063
		5	-0.020	-0.156	8.9522	0.111
		6	0.066	-0.045	9.1553	0.165
		7	-0.085	-0.002	9.5032	0.219
		8	-0.154	-0.299	10.679	0.221
		9	0.104	-0.086	11.231	0.260
		10	0.003	-0.007	11.232	0.340
		11	0.023	0.057	11.261	0.422
		12	0.012	-0.191	11.270	0.506
		13	-0.012	-0.086	11.278	0.588
		14	0.046	0.052	11.410	0.654
		15	-0.026	0.010	11.455	0.720
		16	-0.078	-0.264	11.878	0.752
		17	0.015	-0.111	11.895	0.806
		18	-0.177	-0.214	14.273	0.711
		19	0.217	0.207	18.043	0.520
		20	0.053	-0.069	18.283	0.569

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Po stacionarizaci časové řady a porovnání korelogramu ACF a PACF s teoretickými tvary korelogramů ACF a PACF modelů AR(p), MA(q) a RW, lze říci, že jsme identifikovali model náhodné procházky (viz Příloha 49), jehož nesystematická složka má po 1. diferenci charakter bílého šumu. Tímto se tedy potvrdil náš předpoklad z kapitoly 3.1.1.2, ve které jsme prováděli grafickou analýzu korelogramu ACF a PACF časové řady hodnot počtu provozoven s POS terminálem v původních hodnotách. Z těchto důvodů volíme pro polynom $\Phi_p(B)$ řád p = 0 a pro polynom $\theta_q(B)$ řád q = 0 a budeme tedy odhadovat model ARIMA(0,1,0)c.

3.1.3 ARIMA(0,1,0)c

3.1.3.1 Odhad parametrů modelu

Obr. 3.1.6 Odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	888.4258	235.6172	3.770632	0.0006

R-squared	0.000000	Mean dependent var	888.4258
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	1433.203
S.E. of regression	1433.203	Akaike info criterion	17.39987
Sum squared resid	73946600	Schwarz criterion	17.44341
Log likelihood	-320.8975	Hannan-Quinn criter.	17.41522
Durbin-Watson stat	2.385485		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Obr. 3.1.6 obsahuje odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c (kompletní výstup lze nalézt v Příloha 11). S drobnými úpravami zápisu procesu ARIMA(p,d,q), který je uveden ve vztahu (3.1.7), se dostaneme ke vztahu (3.1.9), který je formálním zápisem procesu náhodné procházky. Dosazením našeho označení časové řady do vztahu (3.1.9) a přidáním odhadu konstantního členu modelu dostáváme zápis odhadnutého modelu ARIMA(0,1,0)c, jenž je zachycen rovnicí (3.1.10).

$$\Phi_p(B)(1-B)^d X_t = \theta_q(B)a_t \tag{3.1.7}$$

$$(1-B)^1 X_t = a_t \tag{3.1.8}$$

$$X_t - BX_t = a_t$$

$$X_t - X_{t-1} = a_t$$

$$X_t = X_{t-1} + a_t \tag{3.1.9}$$

$$\text{SA_PocProvPOS}_t = 888{,}4258 + \text{SA_PocProvPOS}_{t-1} + a_t \tag{3.1.10}$$

3.1.3.2 Diagnostická kontrola modelu

3.1.3.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

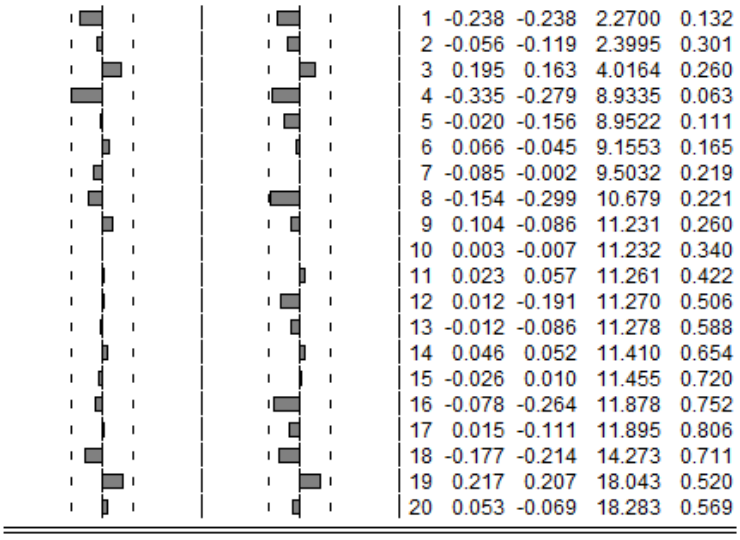
H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \tag{3.1.11}$$

Na Obr. 3.1.7 je zobrazen korelogram ACF a PACF odhadnutého modelu ARIMA(0,1,0)c, u kterého si lze všimnout, že je identický s korelogramem ACF a PACF 1. diferencí časové řady počtu provozoven s POS terminálem (Obr. 3.1.5). Na základě Ljung-Box testu nezamítáme na 5 % hladině významnosti ve všech zpožděních hypotézu o náhodném charakteru reziduí, neboť testem jsme prokázali, že nesystematická složka modelu není autokorelovaná. To platí i pro hodnotu ACF ve zpoždění k = 4, u které se může na první pohled zdát, že překračuje toleranční mez.

Obr. 3.1.7 Korelogram ACF a PACF modelu ARIMA(0,1,0)c

Date: 12/25/18 Time: 21:19
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 37



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.238	-0.238	2.2700	0.132
		2	-0.056	-0.119	2.3995	0.301
		3	0.195	0.163	4.0164	0.260
		4	-0.335	-0.279	8.9335	0.063
		5	-0.020	-0.156	8.9522	0.111
		6	0.066	-0.045	9.1553	0.165
		7	-0.085	-0.002	9.5032	0.219
		8	-0.154	-0.299	10.679	0.221
		9	0.104	-0.086	11.231	0.260
		10	0.003	-0.007	11.232	0.340
		11	0.023	0.057	11.261	0.422
		12	0.012	-0.191	11.270	0.506
		13	-0.012	-0.086	11.278	0.588
		14	0.046	0.052	11.410	0.654
		15	-0.026	0.010	11.455	0.720
		16	-0.078	-0.264	11.878	0.752
		17	0.015	-0.111	11.895	0.806
		18	-0.177	-0.214	14.273	0.711
		19	0.217	0.207	18.043	0.520
		20	0.053	-0.069	18.283	0.569

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.1.3.2.2 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme s odkazem na provedený Breusch-Godfreyův test (viz Příloha 12) H_0 o nepřítomnosti autokorelace v nesystematické složce modelu. Test potvrdil, že rezidua mají zcela náhodný charakter.

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.1.12)$$

$$0{,}3999 < 0{,}05$$

3.1.3.2.3 Heteroskedasticita – ARCH test

Výsledky ARCH testu jsou zobrazeny v Příloha 13. Na 5 % hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu o konstantním rozptylu reziduí. Na základě ARCH test můžeme tedy konstatovat, že rezidua mají konstantní rozptyl a nejsou tak heteroskedastická.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(10) < \alpha \qquad (3.1.13)$$

$$0{,}6277 < 0{,}05$$

3.1.3.2.4 Normalita – Jarque-Bera test

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme s pomocí Jarque-Bera statistiky ani nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí. Jarque-Bera test říká, že rezidua mají normální rozdělení.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

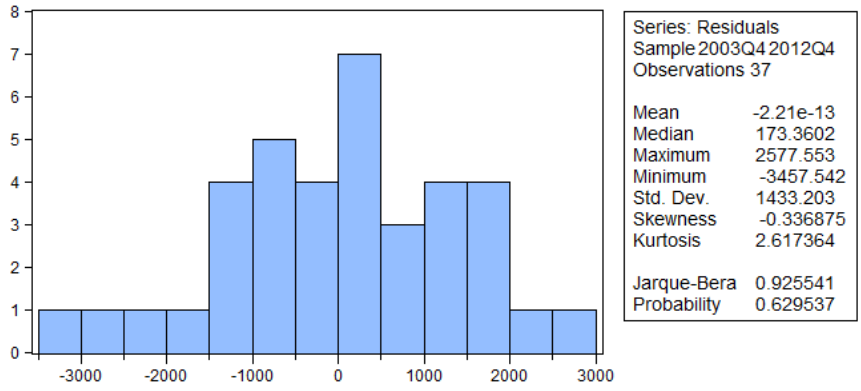
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq \text{JB} \qquad (3.1.14)$$

$$\chi^2_{0{,}95}(2) \leq 0{,}93$$

$$5{,}99 \leq 0{,}93$$

Obr. 3.1.8 Histogram modelu ARIMA(0,1,0)c

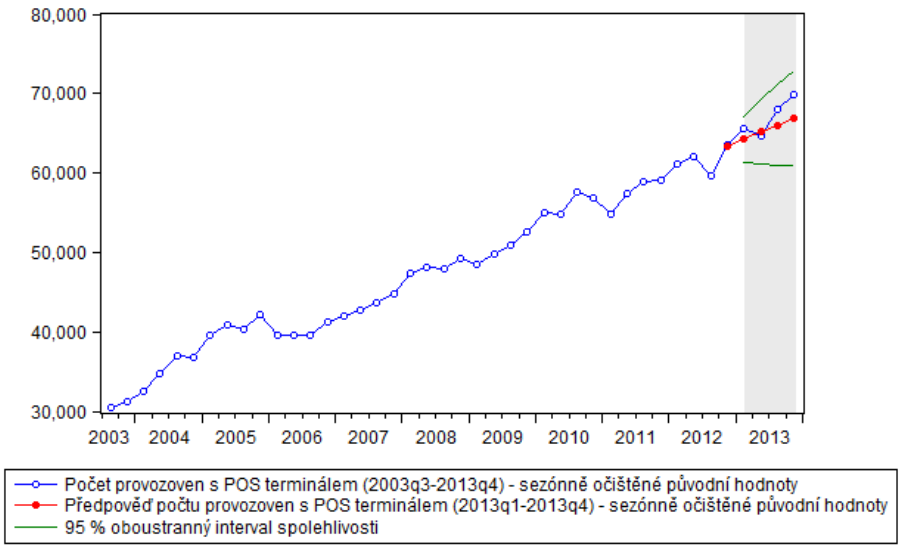


Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.1.4 Extrapolace pro období 2013q1-2013q4 na základě modelu ARIMA(0,1,0)c

Extrapolace sezónně očištěných hodnot počtu provozoven s POS terminálem v rozdělení na jednotlivá čtvrtletí roku 2013 a jejich 95 % intervaly spolehlivosti jsou uvedené na Obr. 3.1.9. Je zřejmé, že zvolený model v obdobích extrapolace 2013q1, 2013q3 a 2013q4 podhodnocoval skutečnost. V období extrapolace 2013q2 naopak lehce nadhodnotil hodnotu časové řady oproti skutečné hodnotě sezónně očištěné řady počtu provozoven s POS terminálem. Naši ex post předpověď nelze i přesto považovat za špatnou, neboť skutečné sezónně očištěné hodnoty počtu provozoven s POS terminálem se nachází v oblasti 95 % oboustranného intervalu spolehlivosti extrapolovaných hodnot podle procesu náhodné procházky.

Obr. 3.1.9 Extrapolace na základě modelu ARIMA(0,1,0)c – sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

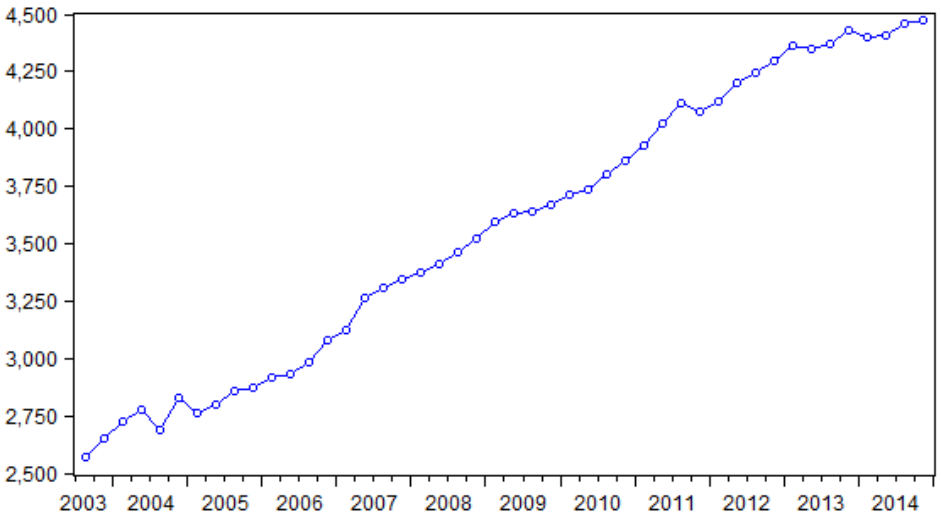
3.2 Počet ATM

Máme k dispozici sezónně očištěné čtvrtletní hodnoty časové řady počtu ATM[70] od 2003q3 – 2015q4 (viz Příloha 14), se kterými jsme pracovali v kapitole 2.5. V rámci této kapitoly jsme se snažili o modelování trendu časové řady s využitím lineární trendové funkce. Bohužel kvůli sériové závislosti reziduí (autokorelaci) a proměnlivému rozptylu reziduí (heteroskedasticitě) nelze tento dekompoziční model trendu použít k vytváření předpovědí. V této kapitole se pokusíme nalézt generující proces výše uvedené časové řady s pomocí Box-Jenkinsovy metodologie a s využitím autoregresního integrovaného procesu klouzavých průměrů ARIMA. Rovněž budeme uvažovat interpolační období 2003q3 – 2014q4 a extrapolační období 2015q1 – 2015q4.

3.2.1 Určení řádu diferencování

3.2.1.1 Grafická analýza časové řady

Obr. 3.2.1 Počet ATM (2003q3 – 2014q4) – sezónně očištěné původní hodnoty

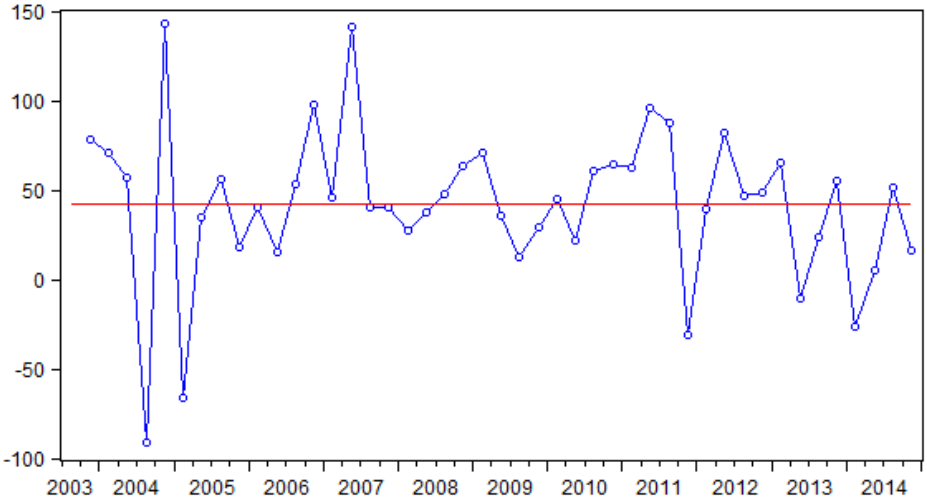


Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Obr. 3.2.1 ukazuje průběh sezónně očištěné řady čtvrtletních hodnot počtu ATM. Z grafu je patrný lineární trend a lze proto říci, že časová řada je nestacionární. Na Obr. 3.2.2 jsou zobrazeny 1. nesezónní diference sezónně očištěné řady počtu ATM. Vzhledem k tomu, že hodnoty 1. diferencí oscilují okolo nepodmíněné střední hodnoty a zároveň jsou k této hodnotě přitahovány, můžeme předpokládat stacionaritu časové řady po těchto prvních diferencích. Věříme tedy, že časová řada bude integrovaná řádu I(1).

[70] Není rozlišeno, zda se jedná o víceúčelové bankomaty **ATM** (**A**utomated **T**eller **M**achine) či jednoúčelové bankomaty známe pod pojmy jako **C**ash **M**aschine, **C**ash **D**ispenser (CD) či **C**ash **D**ispenser **M**achine (CDM). Zkratka ATM je v tomto kontextu použita pro zjednodušení.

Obr. 3.2.2 Počet ATM (2003q3 – 2014q4) – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.1.2 Grafická analýza korelogramu

Obr. 3.2.3 zobrazující korelogram ACF a PACF rovněž značí nestacionární charakter časové řady. Časová řada má dlouhou paměť, neboť hodnoty ACF klesají velmi pomalu (přibližně lineárním tempem). Zároveň všechny hodnoty PACF jsou kromě první hodnoty rovny nule. Lze předpokládat, že generujícím procesem časové řady počtu ATM je integrovaný proces ve formě náhodné procházky. Teoretický tvar korelogramu ACF a PACF procesu náhodné procházky je uveden v Příloha 49.

Obr. 3.2.3 Korelogram ACF a PACF – sezónně očištěné původní hodnoty

Date: 12/27/18 Time: 19:35
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46

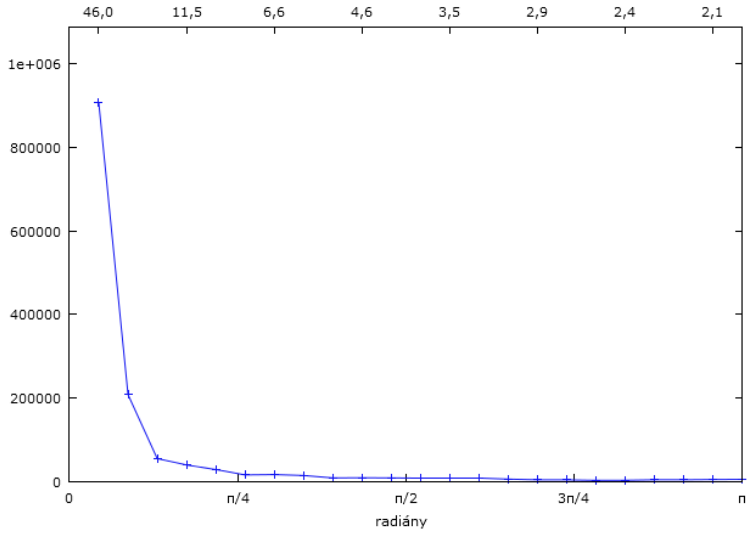
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.942	0.942	43.543	0.000
		2	0.886	-0.011	82.948	0.000
		3	0.832	-0.012	118.51	0.000
		4	0.777	-0.039	150.25	0.000
		5	0.711	-0.127	177.49	0.000
		6	0.652	0.022	200.99	0.000
		7	0.586	-0.104	220.45	0.000
		8	0.517	-0.068	235.98	0.000
		9	0.450	-0.019	248.08	0.000
		10	0.383	-0.058	257.10	0.000
		11	0.317	-0.031	263.42	0.000
		12	0.252	-0.031	267.56	0.000
		13	0.189	-0.043	269.96	0.000
		14	0.127	-0.044	271.07	0.000
		15	0.067	-0.028	271.39	0.000
		16	0.017	0.033	271.41	0.000
		17	-0.030	-0.025	271.48	0.000
		18	-0.075	-0.024	271.92	0.000
		19	-0.117	-0.034	273.05	0.000
		20	-0.160	-0.058	275.21	0.000

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.1.3 Grafická analýza periodogramu

Vzhledem k významnému vrcholu v nulové (nesezónní) frekvenci na periodogramu (viz Obr. 3.2.4), lze i na základě grafické analýzy periodogramu přijmout tvrzení o nestacionaritě časové řady.

Obr. 3.2.4 Periodogram – sezónně očištěné původní hodnoty



[Výstup z programu Gretl], vlastní zpracování

Naše předpoklady o nestacionárním charakteru časové řady učiněné na základě grafické analýzy časové řady, periodogramu, korelogramu ACF a PACF ověříme ještě pomocí Dickey-Fullerových testů.

3.2.1.4 Augmented Dickey-Fuller test

3.2.1.4.1 Modely pro sezónně očištěné původní hodnoty

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme H_0 o nestacionaritě u všech typů modelů použitých v rámci ADF testů, tj. u modelu bez konstanty (2.6.1), modelu s konstantou (2.6.2) a modelu s konstantou a časovou proměnnou (2.6.3). Alternativní hypotéza H_1 nebyla potvrzena na základě vztahů (3.2.1), (3.2.2), (3.2.3), ve kterých byly použity hodnoty pravděpodobnosti (Prob.) z ADF testů uvedených v Příloha 18, Příloha 19 a Příloha 20. Tímto jsme potvrdili naše závěry o nestacionárním charakteru časové řady učiněné na základě grafické analýzy časové řady, korelogramu ACF a PACF a také grafické analýzy periodogramu.

$H_0: \Phi_{1i} = 1$ (časová řada má jednotkový kořen, nestacionarita)

$H_1: \Phi_{1i} < 1$

$$\text{Prob.} < \alpha$$

$$\Phi_{1a} \qquad 1{,}0000 < 0{,}05 \qquad (3.2.1)$$

$$\Phi_{1b} \qquad 0{,}8292 < 0{,}05 \qquad (3.2.2)$$

$$\Phi_{1c} \qquad 0{,}5358 < 0{,}05 \qquad (3.2.3)$$

kde: $i = a, b, c.$

S využitím t-testu (2.6.4) ověříme významnost parametrů u jednotlivých typů modelů použitých u rozšířených Dickey-Fullerových testů. U modelu bez konstanty je parametr Φ_{1a} na 5 % hladině statisticky významným parametrem (viz Příloha 18). Jak parametr Φ_{0b}, tak parametr Φ_{1b} je u modelu s konstantou na 5 % hladině významnosti nevýznamný (viz Příloha 19). Model s konstantou a časovou proměnou má na 5 % hladině významnosti všechny parametry (tj. Φ_{0c}, γ_c, Φ_{1c}) statisticky významné (viz Příloha 20). t-test u modelu s konstantou a časovou proměnou nám naznačuje, že bychom do modelu měli zahrnout jak konstantu, tak lineární deterministický trend.

3.2.1.4.2 Modely pro 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Augmented Dickey-Fullerovy testy rovněž použijeme pro zjištění, zda časová řada počtu ATM bude stacionární po 1. diferencích. U modelu bez konstanty (viz Příloha 21) nezamítáme na 5 % hladině H_0 o nestacionaritě, neboť ADF test u tohoto modelu prokázal přítomnost jednotkového kořenu i po 1. diferencích. Zatímco u modelu s konstantou (viz Příloha 22) a modelu s konstantou a časovou proměnnou (viz Příloha 23) na 5 % hladině zamítáme nulovou hypotézu o nestacionaritě. ADF testy u těchto modelů potvrzují nepřítomnost jednotkových kořenů po 1. diferencích a tak lze předpokládat, že časová řada bude integrovaná řádu I(1).

$H_0: \Phi_{1i} = 1$ (časová řada má jednotkový kořen, nestacionarita)

$H_1: \Phi_{1i} < 1$

$$\text{Prob.} < \alpha$$

$$\Phi_{1a} \qquad 0.0918 < 0{,}05 \qquad (3.2.4)$$

$$\Phi_{1b} \qquad 0{,}0000 < 0{,}05 \qquad (3.2.5)$$

$$\Phi_{1c} \qquad 0{,}0000 < 0{,}05 \qquad (3.2.6)$$

kde: $i = a, b, c.$

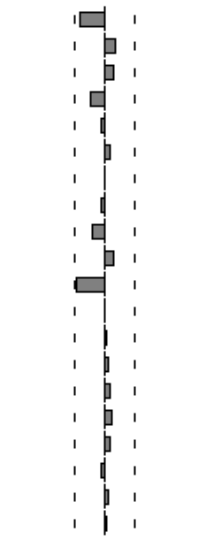
Pomocí t-testu (2.6.4) ověříme významnost parametrů Φ_{1a}, Φ_{0b}, Φ_{1b}, Φ_{0c}, γ_c a Φ_{1c}. Parametr Φ_{1a} je na 5 % hladině v modelu bez konstanty (viz Příloha 21) statisticky nevýznamným parametrem. Parametry Φ_{0b} a Φ_{1b} jsou v modelu s konstantou (viz Příloha 22) statisticky významné parametry na 5 % hladině významnosti. V modelu s konstantou a časovou proměnou (viz Příloha 23) jsou parametry Φ_{0c} a Φ_{1c} na 5 % hladině významnosti statisticky významné, zatímco parametr γ_c je na 5 % hladině významnosti statisticky nevýznamný. Přítomnost lineárního deterministického trendu není tedy v časové řadě ADF testem potvrzena, protože časová řada bude pravděpodobně generována trendem stochastickým. Rozšířené Dickey-Fullerovy testy naznačují, že by model měl obsahovat i konstantu.

3.2.2 Určení řádu polynomů $\Phi_p(B)$ a $\theta_q(B)$

Obr. 3.2.5 ukazuje korelogram ACF a PACF prvních diferencí sezónně očištěné časové řady počtu ATM. Vzhledem k tomu, že v žádném zpoždění nepřekračují odhady koeficientů autokorelace toleranční meze ($\pm\frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}2981$) nezamítáme nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí. Nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí nezamítáme ani ve zpoždění k = 11, ve kterém se může zdát, že hodnota ACF překračuje dolní interval spolehlivosti.

Obr. 3.2.5 Korelogram ACF a PACF – 1. diference sezónně očištěných hodnot

Date: 12/29/18 Time: 15:54
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 45



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.252	-0.252	3.0410	0.081
		2	0.114	0.054	3.6814	0.159
		3	0.088	0.138	4.0715	0.254
		4	-0.140	-0.103	5.0897	0.278
		5	-0.044	-0.136	5.1920	0.393
		6	0.044	0.021	5.2960	0.506
		7	-0.001	0.072	5.2961	0.624
		8	-0.034	-0.032	5.3632	0.718
		9	-0.126	-0.209	6.2986	0.710
		10	0.096	0.034	6.8568	0.739
		11	-0.282	-0.207	11.797	0.379
		12	-0.008	-0.146	11.800	0.462
		13	0.011	-0.043	11.808	0.543
		14	0.038	0.118	11.905	0.614
		15	0.063	0.078	12.184	0.665
		16	0.079	0.022	12.639	0.699
		17	0.049	0.055	12.818	0.748
		18	-0.043	-0.012	12.961	0.794
		19	0.030	0.008	13.033	0.837
		20	0.010	-0.060	13.041	0.876

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Porovnáním korelogramu ACF a PACF 1. diferencí sezónně očištěné řady počtu ATM s teoretickými tvary ACF a PACF modelů AR(p), MA(q) a RW, lze konstatovat, že námi analyzovaná časová řada je generována integrovaným procesem typu náhodné procházky (viz Příloha 49). Z tohoto důvodu zvolíme pro polynom $\Phi_p(B)$ řád p = 0 a pro polynom $\theta_q(B)$ řád q = 0 a provedeme odhadovat model ARIMA(0,1,0)c.

3.2.3 ARIMA(0,1,0)c

3.2.3.1 Odhad parametrů modelu

Obr. 3.2.6 Odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42.25948	6.497598	6.503862	0.0000

R-squared	0.000000	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	43.58721	Akaike info criterion	10.40938
Sum squared resid	83593.18	Schwarz criterion	10.44952
Log likelihood	-233.2110	Hannan-Quinn criter.	10.42434
Durbin-Watson stat	2.479786		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c ukazuje Obr. 3.2.6 (kompletní výstup viz Příloha 24). Zápis tohoto modelu je uveden ve vztahu (3.2.7).

$$\mathrm{SA_PocProvPOS_t} = 888{,}4258 + \mathrm{SA_PocProvPOS_{t-1}} + a_t \qquad (3.2.7)$$

3.2.3.2 Diagnostická kontrola modelu

3.2.3.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

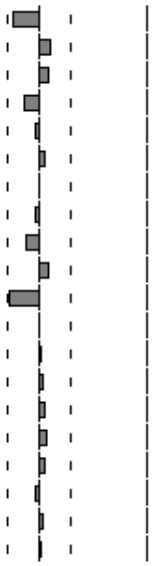
$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\mathrm{Prob.} < \alpha \qquad (3.2.8)$$

Korelogram ACF a PACF modelu ARIMA(0,1,0)c je zobrazen na Obr. 3.2.7. Lze si povšimnout, že tento obrázek je totožný s korelogramem ACF a PACF 1. diferencí časové řady počtu ATM (Obr. 3.2.5). S využitím Ljung-Box testu nezamítáme na 5 % hladině významnosti ve všech zpožděních H_0 o náhodném charakteru reziduí, neboť všechny hodnoty odhadnutých koeficientů autokorelace leží uvnitř tolerančních mezí ($\pm\frac{2}{\sqrt{T}} = \pm\, 0{,}2981$).

Obr. 3.2.7 Korelogram ACF a PACF modelu ARIMA(0,1,0)c

Date: 12/29/18 Time: 17:12
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 45



	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			-0.252	-0.252	3.0410	0.081
2			0.114	0.054	3.6814	0.159
3			0.088	0.138	4.0715	0.254
4			-0.140	-0.103	5.0897	0.278
5			-0.044	-0.136	5.1920	0.393
6			0.044	0.021	5.2960	0.506
7			-0.001	0.072	5.2961	0.624
8			-0.034	-0.032	5.3632	0.718
9			-0.126	-0.209	6.2986	0.710
10			0.096	0.034	6.8568	0.739
11			-0.282	-0.207	11.797	0.379
12			-0.008	-0.146	11.800	0.462
13			0.011	-0.043	11.808	0.543
14			0.038	0.118	11.905	0.614
15			0.063	0.078	12.184	0.665
16			0.079	0.022	12.639	0.699
17			0.049	0.055	12.818	0.748
18			-0.043	-0.012	12.961	0.794
19			0.030	0.008	13.033	0.837
20			0.010	-0.060	13.041	0.876

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.3.2.2 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

Na základě Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 25) nezamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí. Test prokázal, že nesystematická složka není autokorelovaná.

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.2.9)$$

$$0{,}9155 < 0{,}05$$

3.2.3.2.3 Heteroskedasticita – ARCH test

Na 5 % hladině významnosti dále nezamítáme i H_0 o konstantním rozptylu reziduí, neboť ARCH test (viz Příloha 26) prokázal homoskedasticitu reziduí.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.2.10)$$

$$0{,}5720 < 0{,}05$$

3.2.3.2.4 Normalita – Jarque-Bera test

Nicméně s ohledem na Jarque-Bera test musíme na 5 % hladině významnosti zamítnout H_0 o normálním rozdělení reziduí.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

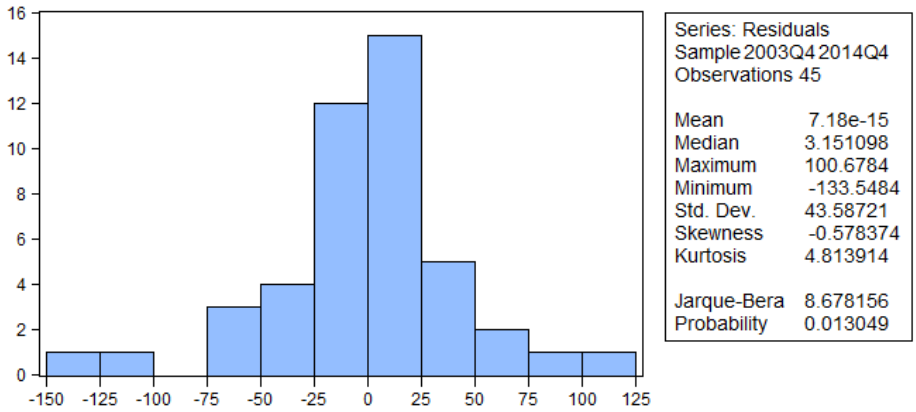
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq JB \qquad (3.2.11)$$

$$\chi^2_{0,95}(2) \leq 8{,}67$$

$$5{,}99 \leq 8{,}67$$

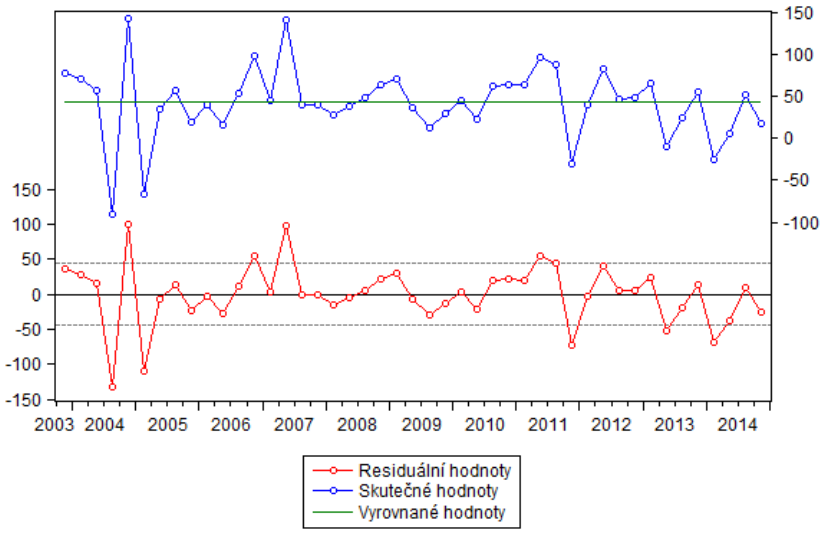
Obr. 3.2.8 Histogram modelu ARIMA(0,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Nenormalita nesystematické složky bude pravděpodobně způsobena některým odlehlým pozorováním v časové řadě. Můžeme předpokládat, že tímto odlehlým pozorováním bude hodnota z období 2004q3, 2004q4 či období 2005q1 (viz Obr. 3.2.9).

Obr. 3.2.9 Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu ARIMA(0,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.4 ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

3.2.4.1 Odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Obr. 3.2.10 Odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	45.29467	5.877208	7.706835	0.0000
D04Q3	-136.5836	39.42551	-3.464346	0.0012

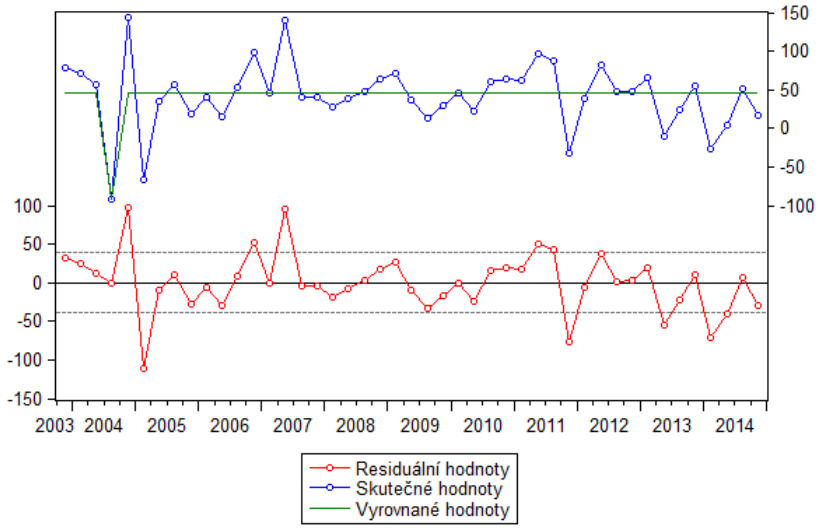
R-squared	0.218206	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	0.200025	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	38.98499	Akaike info criterion	10.20766
Sum squared resid	65352.66	Schwarz criterion	10.28795
Log likelihood	-227.6723	Hannan-Quinn criter.	10.23759
F-statistic	12.00169	Durbin-Watson stat	2.142335
Prob(F-statistic)	0.001216		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Odstraněním (resp. vynecháním) odlehlého pozorování z 2004q3 se pokusíme napravit nenormalitu reziduí modelu ARIMA(0,1,0)c. K tomuto účelu využijeme umělé proměnné D04Q3 (dummy variable), která v čase 2004q3 nabývá hodnoty 1 a v ostatních obdobích hodnoty 0. Vložením této umělé proměnné do modelu získáme odhad modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnou (viz Obr. 3.2.10, resp. Příloha 27), který je popsán vztahem (3.2.12). Na Obr. 3.2.11 si lze povšimnout, že vlivem přidání proměnné D04Q3 do modelu je výsledná reziduální hodnota pro období 2004q3 rovna 0.

$$\mathrm{SA_PocProvPOS_t} = 888{,}4258 - 136{,}5836\mathrm{D04Q3_t} + \qquad (3.2.12)$$
$$+\mathrm{SA_PocProvPOS_{t-1}} + \mathrm{a_t}$$

Obr. 3.2.11 Skutečné, reziduální a vyrovnané hodnoty modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.4.2 Diagnostická kontrola modelu

3.2.4.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (3.2.13)$$

Na Obr. 3.2.12 je zachycen korelogram ACF a PACF modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou. Na 5 % hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí, neboť všechny hodnoty odhadnutých koeficientů autokorelace leží uvnitř tolerančních mezí ($\pm \frac{2}{\sqrt{T}} = \pm\, 0{,}2981$).

Obr. 3.2.12 Korelogram ACF a PACF modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Date: 12/29/18 Time: 20:13
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 45
Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	-0.086	-0.086	0.3532	0.552
		2	-0.026	-0.034	0.3875	0.824
		3	0.167	0.163	1.7836	0.619
		4	-0.160	-0.137	3.1033	0.541
		5	-0.110	-0.131	3.7416	0.587
		6	0.042	-0.007	3.8372	0.699
		7	-0.071	-0.026	4.1214	0.766
		8	-0.033	-0.027	4.1821	0.840
		9	-0.058	-0.113	4.3781	0.885
		10	0.117	0.118	5.2119	0.877
		11	-0.166	-0.167	6.9309	0.805
		12	-0.025	-0.047	6.9719	0.859
		13	-0.002	-0.087	6.9722	0.904
		14	0.007	0.074	6.9754	0.936
		15	0.068	0.061	7.3002	0.949
		16	0.110	0.073	8.1886	0.943
		17	0.105	0.120	9.0205	0.940
		18	0.004	-0.016	9.0215	0.959
		19	0.022	0.045	9.0601	0.972
		20	-0.051	-0.106	9.2837	0.979

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.4.2.2 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

Podle Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 28) nezamítáme na 5 % hladině významnosti H_0 o náhodném charakteru reziduí, neboť podle tohoto testu není nesystematická složka autokorelovaná.

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.2.14)$$

$$0{,}9501 < 0{,}05$$

3.2.4.2.3 Heteroskedasticita – ARCH test

Na 5 % hladině významnosti také nezamítáme nulovou hypotézu o konstantním rozptylu reziduí. ARCH test (viz Příloha 29) nepotvrdil heteroskedasticitu reziduí.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.2.15)$$

$$0{,}2958 < 0{,}05$$

3.2.4.2.4 Normalita – Jarque-Bera test

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme s využitím Jarque-Bera statistiky H_0 o normálním rozdělení reziduí. Jarque-Bera test naznačuje, že rezidua již mají normální rozdělení.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

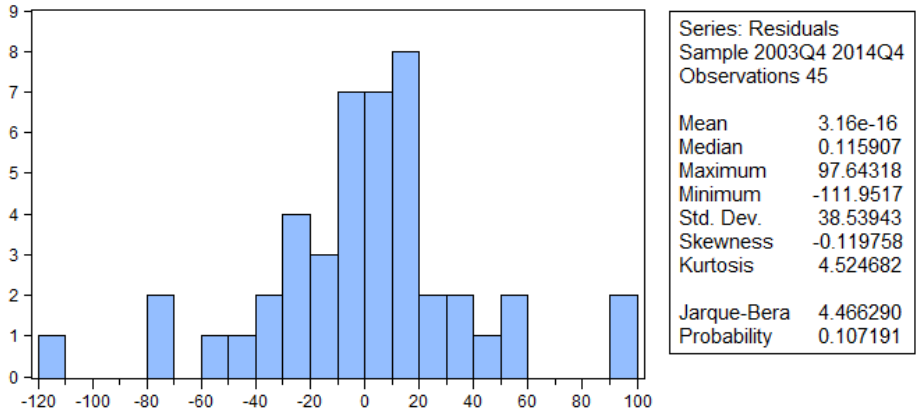
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq JB \qquad (3.2.16)$$

$$\chi^2_{0{,}95}(2) \leq 4{,}46$$

$$5{,}99 \leq 4{,}46$$

Obr. 3.2.13 Histogram modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

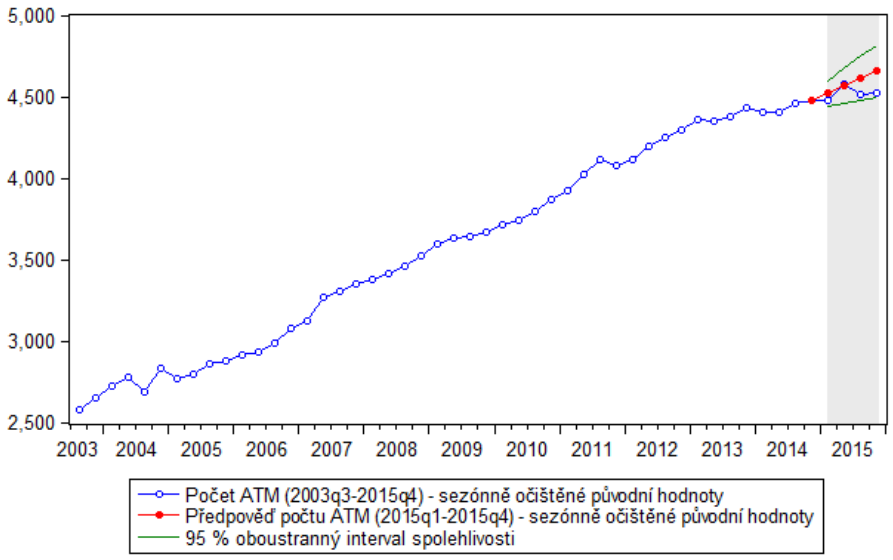


Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.2.5 Extrapolace pro období 2015q1-2015q4 na základě modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Na Obr. 3.2.14 jsou zobrazeny extrapolované hodnoty sezónně očištěné řady počtu ATM na období 20015q1 – 2015q4 a jejich 95 % intervaly spolehlivosti. Lze si povšimnout že extrapolovaná hodnota v čase 2015q1 je mírně nadhodnocena oproti hodnotě skutečné. V období 2015q3 a 2015q4 model ARIMA rovněž nadhodnotil hodnoty oproti skutečnosti. V čase 2015q2 je naopak předpovězená hodnota modelem nepatrně podhodnocena oproti skutečné hodnotě sezónně očištěné řady počtu ATM. Ex post předpověď provedenou s využitím procesu náhodné procházky můžeme i přes výše uvedené skutečnosti považovat za úspěšnou, neboť skutečné sezónně očištěné hodnoty počtu ATM leží uvnitř 95 % oboustranného intervalu spolehlivosti modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou.

Obr. 3.2.14 Extrapolace na základě modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou – sezónně očištěné původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3 Počet provozoven

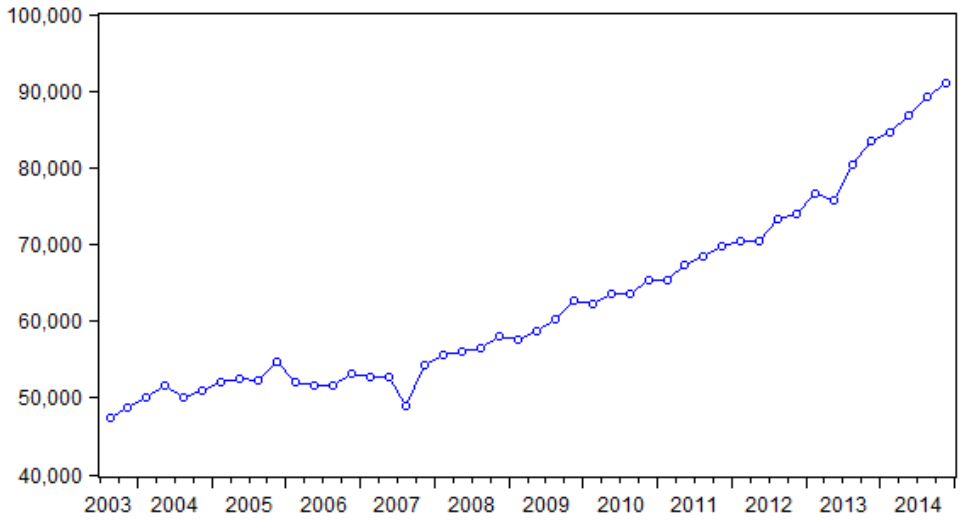
K dispozici máme sezónně neočištěné čtvrtletní údaje časové řady počtu provozoven od 2003q3 – 2015q4 (viz Příloha 37). Budeme se pokoušet najít vhodný model v období interpolace 2003q3 – 2014q4, ověřit vhodnost tohoto modelu a nakonec vytvořit ex post předpověď na základě modelu pro období 2015q1 – 2015q4.

3.3.1 Určení řádu diferencování

3.3.1.1 Grafická analýza časové řady

Vzhledem k průběhu časové řady (viz Obr. 3.3.1), který indikuje přítomnost exponenciálního trendu (2.2.4), lze předpokládat, že časová řada má nestacionární charakter. Nelze říci, že hodnoty časové řady by oscilovaly kolem nepodmíněné střední hodnoty a byly k ní přitahovány. Přítomnost sezónní složky není z grafické analýzy časové řady zřejmá. Vzhledem k počáteční hodnotě časové řady, bude vhodné do modelu zahrnout konstantu.

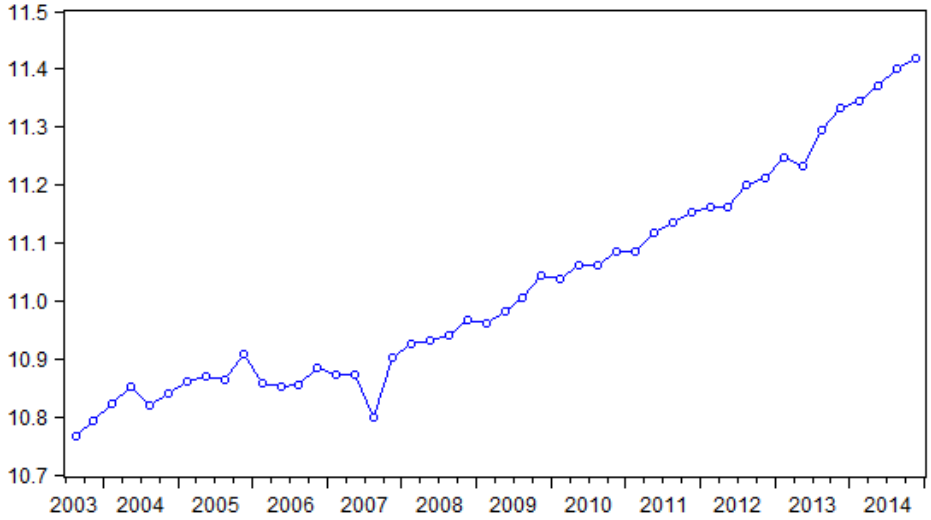
Obr. 3.3.1 Počet provozoven (2003q3 – 2014q4) – původní hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Časovou řadu kvůli jejímu exponenciálnímu průběhu (2.2.4) linearizujeme logaritmickou transformací (viz Obr. 3.3.2).

Obr. 3.3.2 Počet provozoven (2003q3 – 2014 q4) – logaritmované hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3.1.2 Grafická analýza korelogramu

Předpokládaný nestacionární charakter časové řady logaritmovaných hodnot potvrzuje i tvar ACF a PACF (viz Obr. 3.3.3). Pokles hodnot autokorelační funkce je velmi pomalý a první hodnota ACF je blízká jedné (stejně jako u PACF). Lze tedy říci, že časová řada má dlouhou paměť. Ani tvar ACF a PACF neindikuje přítomnost sezónní složky. Vzhledem k „neschodovitému“ poklesu ACF bude vhodné provést nesezónní diference.

Obr. 3.3.3 Korelogram ACF a PACF – logaritmované hodnoty

Date: 12/19/18 Time: 20:11
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46

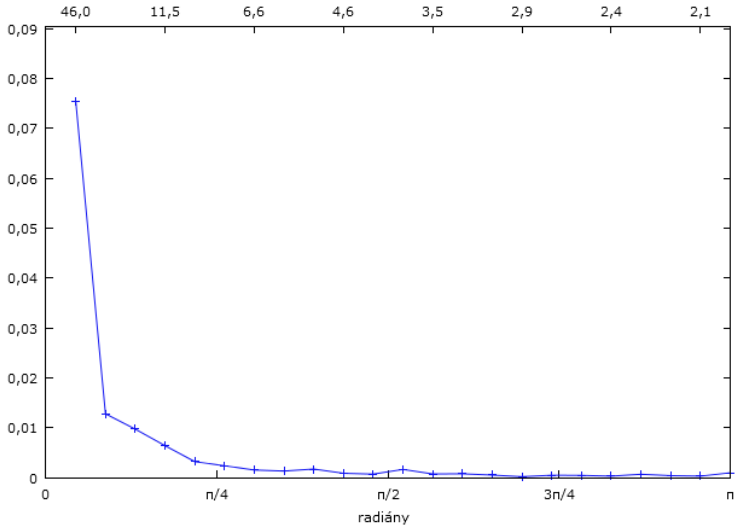
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.914	0.914	40.992	0.000
		2	0.838	0.017	76.248	0.000
		3	0.768	-0.003	106.54	0.000
		4	0.707	0.021	132.84	0.000
		5	0.632	-0.114	154.38	0.000
		6	0.569	0.018	172.23	0.000
		7	0.514	0.020	187.20	0.000
		8	0.457	-0.049	199.35	0.000
		9	0.401	-0.024	208.92	0.000
		10	0.354	0.019	216.61	0.000
		11	0.305	-0.053	222.48	0.000
		12	0.251	-0.059	226.57	0.000
		13	0.189	-0.085	228.97	0.000
		14	0.139	0.004	230.31	0.000
		15	0.088	-0.046	230.86	0.000
		16	0.040	-0.015	230.98	0.000
		17	-0.027	-0.163	231.04	0.000
		18	-0.072	0.051	231.44	0.000
		19	-0.118	-0.043	232.58	0.000
		20	-0.161	-0.046	234.78	0.000

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3.1.3 Grafická analýza periodogramu

Periodogram řady logaritmovaných hodnot, zachycený na Obr. 3.3.4, má významný vrchol v nulové (tj. nesezónní) frekvenci. Lehké náznaky přítomnosti sezónní složky poskytují hodnoty periodogramu v sezónní frekvenci π/2.

Obr. 3.3.4 Periodogram (2003q3 – 2014 q4) – logaritmované hodnoty



[Výstup z programu Gretl], vlastní zpracování

S ohledem na výše uvedené lze konstatovat, že časovou řadu budeme stacionarizovat pomocí 1. nesezónní diference (tj. d = 1) a odhadovat tak model ARIMA(0,1,0)c. Odhad tohoto modelu je zobrazen na Obr. 3.3.5 (kompletní výstup viz Příloha 38).

3.3.2 ARIMA(0,1,0)c

3.3.2.1 Odhad parametrů modelu

Obr. 3.3.5 Odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014505	0.004123	3.518025	0.0010

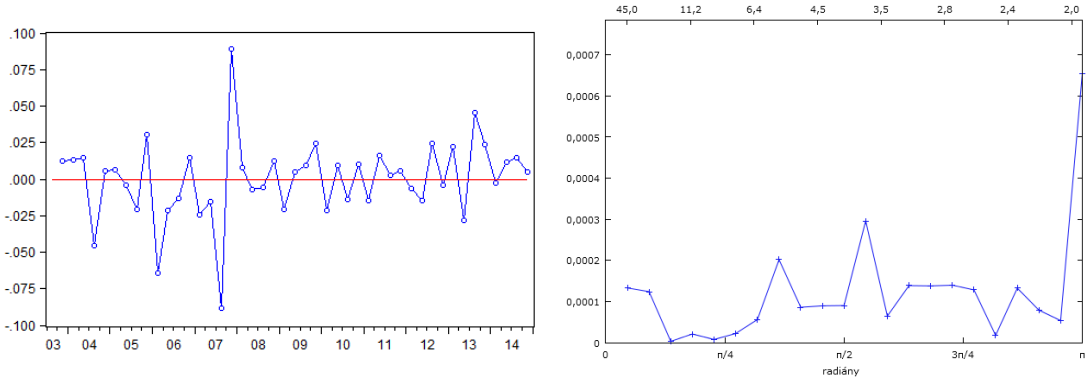
R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.014505
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.027659
S.E. of regression	0.027659	Akaike info criterion	-4.315771
Sum squared resid	0.033661	Schwarz criterion	-4.275623
Log likelihood	98.10485	Hannan-Quinn criter.	-4.300804
Durbin-Watson stat	2.594586		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Obr. 3.3.6 zobrazuje graf reziduí a reziduální periodogram časové řady logaritmovaných hodnot po 1. nesezónní diferenci. První nesezónní diferencí se nám sice podařilo odstranit trendovou složku časové řady, nicméně díky této diferenci jsme v modelu

odhalili přítomnost složky sezónní. Její přítomnost potvrzuje periodogram reziduí v sezónní frekvenci π/2 a sezónní frekvenci π.

Obr. 3.3.6 Rezidua a reziduální periodogram modelu ARIMA(0,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews a Gretl], vlastní zpracování

3.3.2.2 Diagnostická kontrola modelu

3.3.2.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

Autokorelační a parciální autokorelační funkce modelu ARIMA(0,1,0)c jsou zobrazeny na Obr. 3.3.7.

H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (3.3.1)$$

Obr. 3.3.7 Korelogram ACF a PACF modelu ARIMA(0,1,0)c

Date: 12/20/18 Time: 18:02
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 45

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.300	-0.300	4.3232	0.038
		2	0.047	-0.047	4.4327	0.109
		3	-0.129	-0.141	5.2701	0.153
		4	0.304	0.253	10.052	0.040
		5	-0.134	0.028	10.996	0.051
		6	0.241	0.253	14.151	0.028
		7	-0.191	-0.021	16.176	0.024
		8	0.173	0.070	17.892	0.022
		9	-0.185	-0.122	19.909	0.018
		10	0.004	-0.248	19.910	0.030
		11	-0.029	-0.060	19.961	0.046
		12	0.235	0.128	23.501	0.024
		13	-0.252	-0.041	27.703	0.010
		14	0.011	-0.030	27.711	0.016
		15	-0.027	0.046	27.763	0.023
		16	0.120	0.050	28.809	0.025
		17	-0.099	0.008	29.547	0.030
		18	0.026	-0.054	29.598	0.042
		19	0.075	0.173	30.061	0.051
		20	-0.019	-0.042	30.091	0.068

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Můžeme si všimnout, že hodnoty ACF ve zpoždění k = 1 a k = 4 překračují toleranční meze ($\pm\frac{2}{\sqrt{T}} = \pm\,0{,}2981$). Z toho důvodu musíme na základě porovnání pravděpodobnosti pravdivosti nulové hypotézy u Ljung-Box testu s hladinou významnosti α = 5 % (3.3.1) zamítnou nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí.

Lze tedy předpokládat, že časová řada logaritmovaných hodnot počtu provozoven je generovaná sezónně integrovaným procesem SI(1). Stacionarizace časové řady pomocí nesezónní diference (tj. d = 1) není v tomto případě vhodná. Pro stacionarizaci je třeba využít sezónní diference (D = 1), jenž nesezónní diference obsahují. Ve prospěch sezónní diference (D = 1) hovoří i tvar reziduální ACF (viz Obr. 3.3.7), neboť ve zpoždění k = 1 a S násobku tohoto zpoždění, tj. k = 4, mají hodnoty ACF lokální maxima. Pokusíme se proto odhadnout model SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c, který je zobrazen na Obr. 3.3.8 (kompletní výstup viz Příloha 39).

3.3.3 SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c

3.3.3.1 Odhad parametrů modelu

Obr. 3.3.8 Odhad parametrů modelu SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c

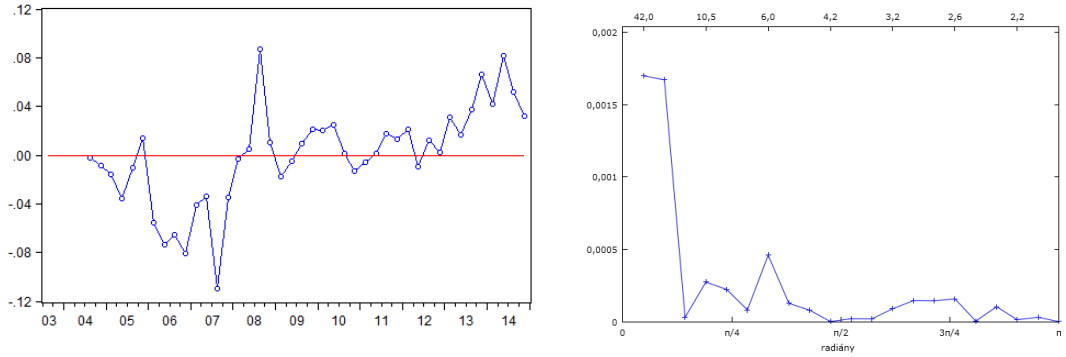
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054822	0.006260	8.757723	0.0000

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.054822
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.040568
S.E. of regression	0.040568	Akaike info criterion	-3.548147
Sum squared resid	0.067477	Schwarz criterion	-3.506774
Log likelihood	75.51109	Hannan-Quinn criter.	-3.532982
Durbin-Watson stat	0.649141		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Obr. 3.3.9 zobrazuje graf reziduí a reziduální periodogram časové řady logaritmovaných hodnot po 1. sezónní diferenci. Vzhledem k průběhu grafu reziduí lze říci, že časová řada není po 1. sezónní diferenci stacionární. Tuto skutečnost potvrzuje i významný vrchol v nulové (nesezónní) frekvenci periodogramu. Trvající nestacionarita může nabádat k přidání 1. nesezónní diference do modelu (tj. d = 1).

Obr. 3.3.9 Rezidua a reziduální periodogram modelu SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews a Gretl], vlastní zpracování

3.3.3.2 Diagnostická kontrola modelu

3.3.3.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

Obr. 3.3.10 zobrazuje reziduální autokorelační a parciální autokorelační funkci tohoto modelu.

Obr. 3.3.10 Korelogram ACF a PACF modelu SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c

Date: 12/20/18 Time: 18:08
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 42

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.668	0.668	20.090	0.000
		2	0.497	0.092	31.486	0.000
		3	0.407	0.082	39.349	0.000
		4	0.233	-0.159	41.988	0.000
		5	0.306	0.304	46.665	0.000
		6	0.266	-0.066	50.310	0.000
		7	0.072	-0.267	50.587	0.000
		8	-0.020	-0.129	50.608	0.000
		9	-0.024	0.222	50.640	0.000
		10	-0.048	-0.030	50.772	0.000
		11	0.026	0.009	50.814	0.000
		12	0.004	-0.078	50.814	0.000
		13	-0.047	0.130	50.953	0.000
		14	-0.042	-0.059	51.068	0.000
		15	-0.041	-0.025	51.183	0.000
		16	0.014	0.038	51.197	0.000
		17	0.025	0.016	51.242	0.000
		18	0.048	0.061	51.418	0.000
		19	0.013	-0.094	51.431	0.000
		20	-0.022	-0.038	51.474	0.000

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Lze identifikovat, že hodnoty ACF v obdobích mezi body S (tj. 4), 2S (tj. 8) atd., v absolutní hodnotě klesají a současně její hodnoty klesají, pokud sledujeme ACF po jednotlivých bodech S, 2S, atd. A dále, že PACF je statisticky významně odlišná od nuly v bodě 1 a bodě 5 (tj. S+p = 4+1) a mezi těmito body nepřekračuje toleranční meze. Z tohoto

důvodu raději abstrahujme od rozšíření modelu o 1. nesezónní diferenci (tj. d = 1) a do modelu zahrňme autoregresní proces s polynomem Φ_p a řádem p = 1, tj. AR(1). Budeme tedy odhadovat model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c.

3.3.4 SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c

3.3.4.1 Odhad parametrů modelu

Na základě předchozích poznatků jsme se rozhodli pro model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c, jehož odhad ukazuje Obr. 3.3.11 (kompletní výstup viz Příloha 40)

Obr. 3.3.11 Odhad parametrů modelu SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.056200	0.013912	4.039742	0.0002
AR(1)	0.678386	0.117871	5.755303	0.0000

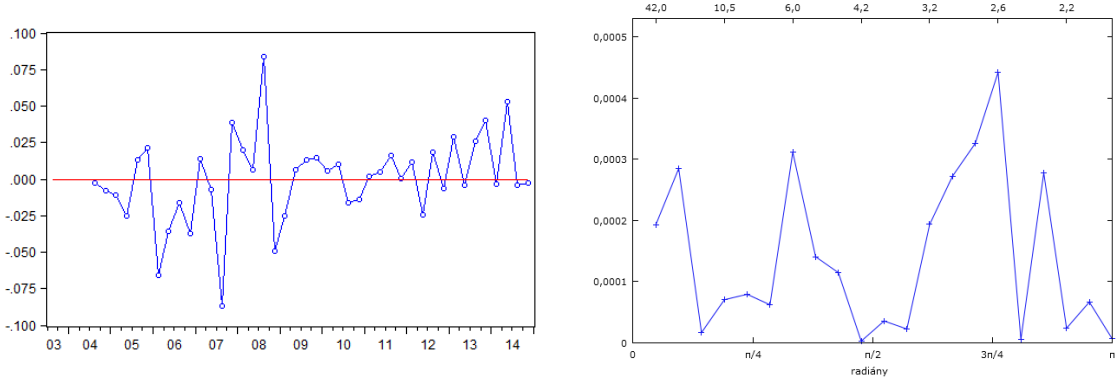
R-squared	0.452924	Mean dependent var	0.054822
Adjusted R-squared	0.439247	S.D. dependent var	0.040568
S.E. of regression	0.030379	Akaike info criterion	-4.089016
Sum squared resid	0.036915	Schwarz criterion	-4.006269
Log likelihood	87.86933	Hannan-Quinn criter.	-4.058686
F-statistic	33.11600	Durbin-Watson stat	2.151169
Prob(F-statistic)	0.000001		

Inverted AR Roots	.68

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Na Obr. 3.3.12 je zobrazen graf reziduí a periodogram odhadnutého modelu. Podle grafu reziduí lze usoudit, že časová řada logaritmovaných hodnot počtu provozoven je již stacionární, neboť její hodnoty oscilují kolem nepodmíněné střední hodnoty a jsou k této hodnotě přitahovány.

Obr. 3.3.12 Rezidua a reziduální periodogram modelu SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews a Gretl], vlastní zpracování

3.3.4.2 Diagnostická kontrola modelu

3.3.4.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

Z grafu reziduální ACF (Obr. 3.3.13) lze usoudit, že rezidua jsou nesystematického charakteru, jinými slovy nejsou autokorelovaná, neboť hodnoty reziduální ACF se ve všech zpožděních nachází uvnitř tolerančních mezí ($\pm\frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}3086$). Na základě porovnání pravděpodobnosti pravdivosti nulové hypotézy u Ljung-Box testu s hladinou významnosti α = 5 % nezamítáme nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí.

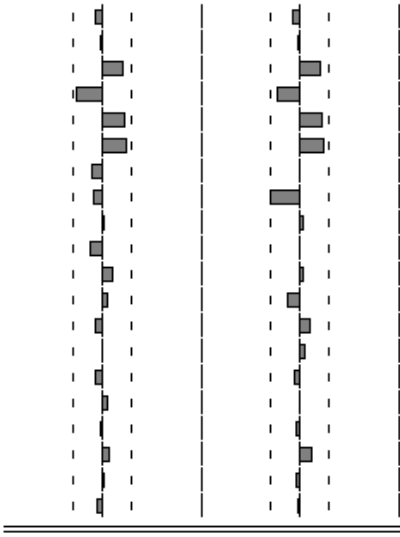
H_0: $\hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \qquad (3.3.2)$$

Obr. 3.3.13 Korelogram ACF a PACF modelu SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c

Date: 12/20/18 Time: 18:15
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 42
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.076	-0.076	0.2591	
		2	-0.010	-0.016	0.2641	0.607
		3	0.214	0.214	2.4433	0.295
		4	-0.265	-0.246	5.8571	0.119
		5	0.222	0.224	8.3181	0.081
		6	0.259	0.251	11.753	0.038
		7	-0.115	-0.004	12.448	0.053
		8	-0.096	-0.303	12.949	0.073
		9	0.017	0.039	12.964	0.113
		10	-0.120	0.000	13.800	0.130
		11	0.110	0.038	14.520	0.151
		12	0.042	-0.134	14.629	0.200
		13	-0.079	0.104	15.024	0.240
		14	0.007	0.045	15.027	0.306
		15	-0.073	-0.050	15.391	0.352
		16	0.059	0.002	15.636	0.407
		17	-0.019	-0.031	15.662	0.477
		18	0.071	0.116	16.054	0.520
		19	0.008	-0.025	16.060	0.588
		20	-0.055	-0.021	16.317	0.636

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3.4.2.2 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

Na základě Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 41) nezamítáme na 5 % hladině významnosti H_0 o náhodném charakteru reziduí. Test tedy prokázal, že rezidua neindikují korelační závislost nesystematické složky. Tímto byl náš subjektivní závěr z analýzy autokorelační funkce potvrzen.

H_0: $\rho_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

H_1: $\rho_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.3.3)$$

$$0{,}6829 < 0{,}05$$

3.3.4.2.3 Heteroskedasticita – ARCH test

Na základě provedeného ARCH testu (viz Příloha 42) na 5 % hladině významnosti nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu o konstantním rozptylu reziduí, protože test prokázal, že rezidua jsou homoskedastická.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.3.4)$$

$$0{,}3720 < 0{,}05$$

3.3.4.2.4 Normalita – Jarque-Bera test

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme H_0 o normalitě rozdělení, neboť Jarque-Bera test prokázal normalitu rozdělení.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

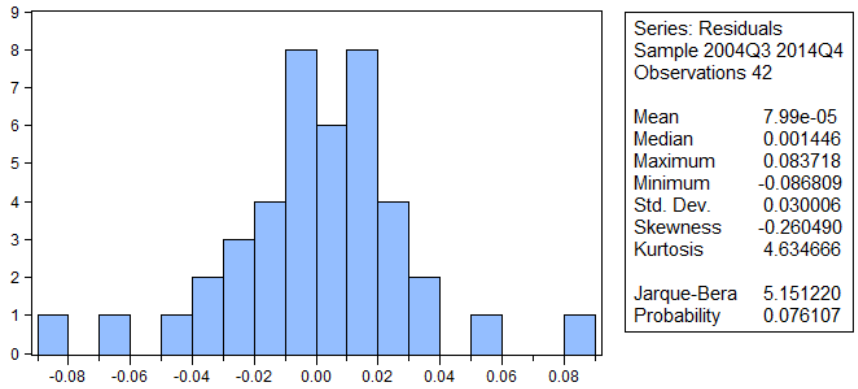
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq \text{JB} \qquad (3.3.5)$$

$$\chi^2_{0{,}95}(2) \leq 5{,}15$$

$$5{,}99 \leq 5{,}15$$

Obr. 3.3.14 Histogram modelu SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3.5 SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

3.3.5.1 Odhad parametrů modelu

Zkusme ještě do modelu zahrnout sezónní autoregresní proces s polynomem Φ_P o řádu P = 1, tj. SAR(1) a odhadnout model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c, zda neposkytne lepší výsledky než model předchozí. Odhad modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c je zobrazen na Obr. 3.3.15 (kompletní výstup viz Příloha 43).

Obr. 3.3.15 Odhad parametrů modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.057184	0.015734	3.634282	0.0008
AR(1)	0.804942	0.103029	7.812781	0.0000
SAR(4)	-0.381551	0.158828	-2.402293	0.0212

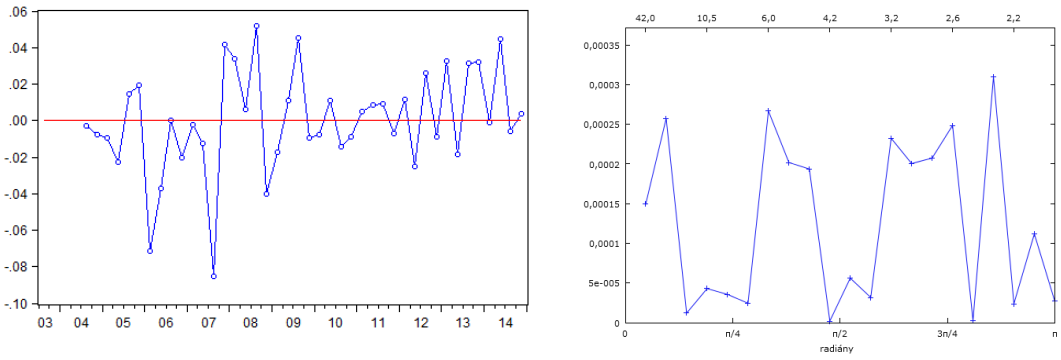
R-squared	0.511235	Mean dependent var	0.054822
Adjusted R-squared	0.486170	S.D. dependent var	0.040568
S.E. of regression	0.029080	Akaike info criterion	-4.136017
Sum squared resid	0.032980	Schwarz criterion	-4.011898
Log likelihood	89.85636	Hannan-Quinn criter.	-4.090523
F-statistic	20.39644	Durbin-Watson stat	2.154539
Prob(F-statistic)	0.000001		

Inverted AR Roots	.80	.56+.56i	.56+.56i	-.56+.56i
	-.56-.56i			

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Stacionární charakter časové řady potvrzuje graf reziduí na Obr. 3.3.16. Je zřejmé, že hodnoty reziduí oscilují kolem nepodmíněné střední hodnoty a jsou k této hodnotě přitahovány.

Obr. 3.3.16 Rezidua a reziduální periodogram modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews a Gretl], vlastní zpracování

3.3.5.2 Diagnostická kontrola modelu

3.3.5.2.1 Autokorelace – Analýza autokorelační funkce a Ljung-Box test

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob.} < \alpha \tag{3.3.6}$$

Na základě grafické analýzy reziduální ACF a PACF funkce (Obr. 3.3.17) lze konstatovat, že všechny hodnoty odhadů autokorelačních koeficientů se nachází uvnitř tolerančních mezí ($\pm \frac{2}{\sqrt{T}} = \pm 0{,}3086$) a přítomnost autokorelace tak není potvrzena. Na 5 % hladině významnosti tak nezamítáme H_0 o nepřítomnosti autokorelace reziduí.

Obr. 3.3.17 Korelogram ACF a PACF modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

Date: 12/20/18 Time: 18:57
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 42
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.078	-0.078	0.2717	
		2	-0.049	-0.056	0.3836	
		3	0.103	0.096	0.8869	0.346
		4	-0.091	-0.080	1.2913	0.524
		5	0.209	0.212	3.4817	0.323
		6	0.231	0.256	6.2168	0.184
		7	-0.073	0.006	6.5007	0.260
		8	-0.246	-0.311	9.7867	0.134
		9	0.059	-0.016	9.9843	0.189
		10	-0.044	-0.064	10.095	0.258
		11	0.045	-0.017	10.217	0.333
		12	0.060	-0.020	10.442	0.403
		13	-0.120	0.064	11.355	0.414
		14	-0.002	0.123	11.355	0.499
		15	-0.050	-0.073	11.529	0.567
		16	0.075	0.017	11.930	0.612
		17	-0.041	-0.073	12.053	0.675
		18	0.053	0.055	12.272	0.725
		19	0.070	0.084	12.667	0.758
		20	-0.058	0.000	12.949	0.795

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3.5.2.2 Autokorelace – Breusch-Godfrey serial correlation LM test

S ohledem na výsledek Breusch-Godfreyova testu (viz Příloha 44) nezamítáme na 5 % hladině významnosti nulovou hypotézu o náhodném charakteru reziduí. Test potvrdil, že rezidua nejsou autokorelovaná.

$H_0: \hat{\rho}_k = 0$ (rezidua mají zcela náhodný charakter)

$H_1: \hat{\rho}_k \neq 0$

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \tag{3.3.7}$$

$$0{,}8145 < 0{,}05$$

3.3.5.2.3 Heteroskedasticita – ARCH test

Na 5 % hladině významnosti nezamítáme H_0 o konstantním rozptylu reziduí, neboť ARCH test (viz Příloha 45) prokázal, že rezidua mají konstantní rozptyl.

H_0: $D(\hat{a}_t) = E(\hat{a}_t^2) = \hat{\sigma}_a^2$ (rezidua mají konstantní rozptyl)

H_1: non H_0

$$\text{Prob. Chi} - \text{Square}(20) < \alpha \qquad (3.3.8)$$

$$0{,}3954 < 0{,}05$$

3.3.5.2.4 Normalita – Jarque-Bera test

Jarque-Bera test prokázal normalitu rozdělení a tak na 5 % hladině významnosti nezamítáme nulovou hypotézu.

H_0: $\hat{a}_t \sim N(0, \sigma_a^2)$ (jedná se normální rozdělení)

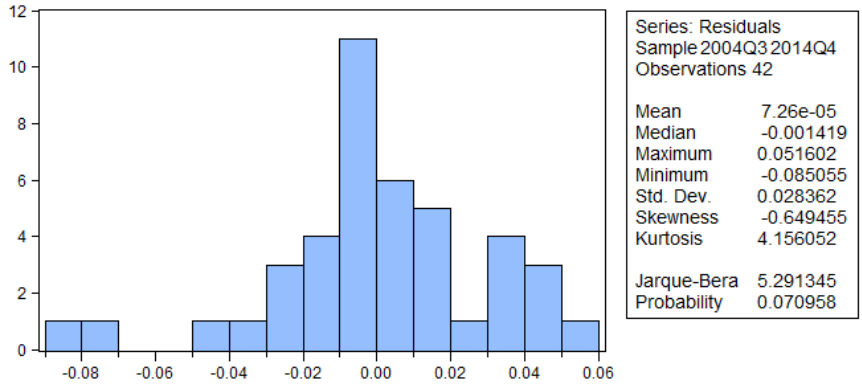
H_1: non H_0

$$\chi^2_{1-\alpha}(2) \leq \text{JB} \qquad (3.3.9)$$

$$\chi^2_{0{,}95}(2) \leq 5{,}29$$

$$5{,}99 \leq 5{,}29$$

Obr. 3.3.18 Histogram modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

3.3.6 Volba vhodného modelu

Jak model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c, tak model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c poskytl poměrně dobré diagnostické výsledky. Nicméně vzhledem k nižším hodnotám informačních kritérií a většímu indexu determinace se bude pro tvorbu předpovědí hodit více model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c.

Tab. 3.3.1 Porovnání SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c a SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

Kritérium	**SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c**	**SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c**
Akaikeho kritérium AIC	-4,089016	-4,136017
Schwartzovo kritérium SC	-4,006269	-4,011898
Hannanovo-Quinnovo kritérium HQ	-4,058686	-4,090523
Index determinace R^2	0,452924	0,511235
Modifikovaný index determinace	0,439247	0,486170
Autokorelace – analýza ACF	autokorelace nepřítomna	autokorelace nepřítomna
Autokorelace – B-G test	autokorelace nepřítomna	autokorelace nepřítomna
Heteroskedasticita – ARCH test	heteroskedasticita nepřítomna	heteroskedasticita nepřítomna
Normalita – Jarque-Bera test	normální rozdělení	normální rozdělení

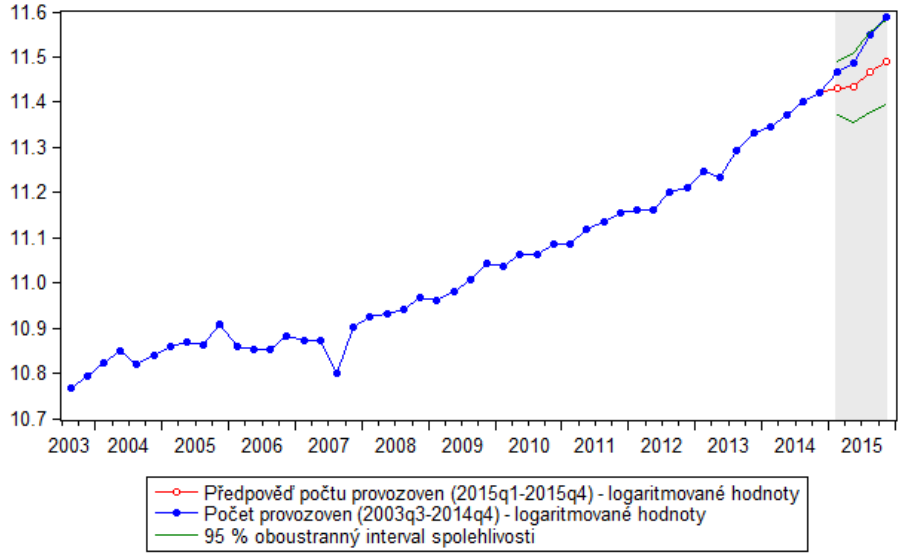
Pramen: vlastní zpracování

Je třeba říci, že v kontextu vícenásobného koeficientu determinace R^2 (resp. R-squared) ani jeden z modelů nepřináší uspokojivé výsledky. V případě druhého modelu se nám modelem podařilo vysvětlit jen 51,11 % variability časové řady a u prvního modelu pouze 45,29 % této variability.

3.3.7 Extrapolace pro období 2015q1-2015q4 na základě modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

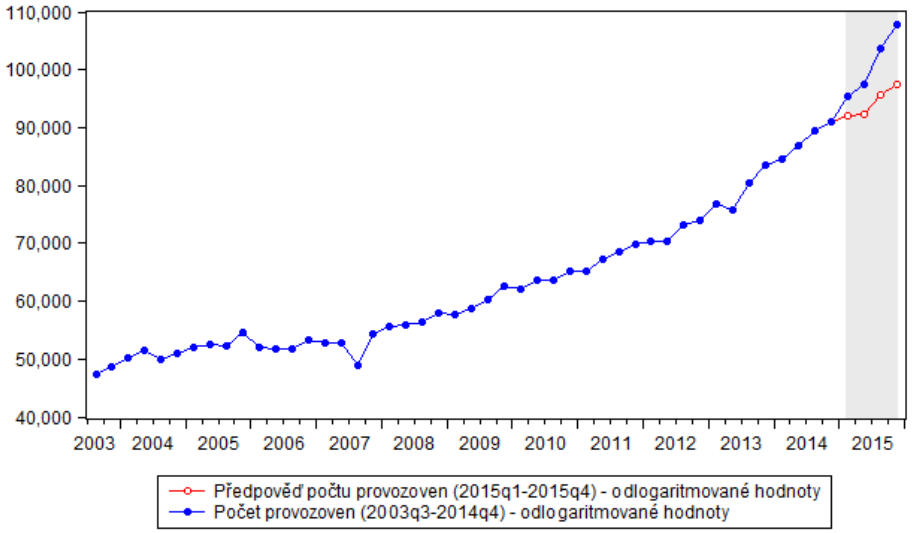
Extrapolace logaritmovaných hodnot počtu provozoven v rozdělení na jednotlivá čtvrtletí roku 2015 a jejich 95 % intervaly spolehlivosti jsou uvedené na Obr. 3.3.19. Extrapolace v odlogaritmovaných hodnotách zobrazuje Obr. 3.3.20. Z těchto grafů je zřejmé, že zvolený model v období extrapolace 2015q1-2015q4 podhodnocoval skutečnost. Nicméně naši ex post předpověď nelze považovat za neúspěšnou, neboť skutečné logaritmované hodnoty počtu provozoven se nacházejí v oblasti 95 % oboustranného intervalu spolehlivosti extrapolovaných hodnot v logaritmickém vyjádření.

Obr. 3.3.19 Extrapolace na základě modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c – logaritmované hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Obr. 3.3.20 Extrapolace na základě modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c – odlogaritmované hodnoty



Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní zpracování

Závěr

Technologické inovace, které začaly na bankovnictví působit zejména od 50. let 20. století, změnily finanční sektor zásadním způsobem. Dnes si lze např. stěží představit, že by se lidé řídili podle provozních hodin svého peněžního ústavu a pro hotovost chodili na pokladny bankovních poboček jako tomu bylo dříve. Stále přicházejí nové a nové progresivní technologie, na které jsou banky, ať už pod tíhou konkurence na trhu nebo z vlastní iniciativy, nuceny pružně reagovat.

V průběhu teoretické části práce byl nejprve analyzován historický vývoj bankovních kartových asociací Visa a Mastercard (viz kapitola 1.1). V této kapitole byly shrnuty jednotlivé významné události, které se podílely na utváření těchto kartových asociací. V kapitole 1.2 věnované platebním systémům byly zkoumány organizační modely těchto kartových systémů, dále byl analyzován vývoj platebních systémů VisaNet a Banknet. Také byly vysvětleny základní principy fungování autorizačního, clearingového a zúčtovacího procesu. Analýza historického vývoje služby akceptace platebních karet na bankomatech, POS terminálech a služby akceptace platebních karet v prostředí internetu byla provedena v kapitole 1.3. V rámci této kapitoly došlo také k charakterizování možných druhů a komponent těchto technologických platforem.

Ve druhé kapitole byly analyzovány vybrané časové řady (*počet provozoven s POS terminálem*, *počet ATM*, *počet transakcí*) pomocí dekompozičního přístupu, který se zaměřuje na rozklad (dekompozici) časových řad na jednotlivé složky (trendová, sezónní složka atd.) ve víře, že v dílčích složkách bude jednodušší nalézt pravidelné zákonitosti než v řadě nerozložené. U časové řady *počtu provozoven s POS terminálem* a časové řady *počtu ATM* byl modelován trend. Zatímco u časové řady *počtu transakcí* byla modelována sezónnost. Ve třetí kapitole byla využita Box-Jenkinsova metodologie, která svou pozornost zaměřuje na nesystematickou část časových řad. Pomocí této metodologie byla modelována časová řada *počtu provozoven s POS terminálem*, časová řada *počtu ATM* a časová řada *počtu provozoven*.

V kapitole 2.4 byla analyzována časová řada čtvrtletních údajů *počtu provozoven* v období 2003q3-2012q4. Z časové řady byla nejdříve odstraněna sezónní složka a následně byl modelován trend této časové řady v podobě lineární trendové funkce. Nicméně v rámci diagnostické kontroly modelu byl identifikován systematických charakter reziduí, a tak zvolená trendová funkce nebyla vhodná k modelování trendu této časové řady. Stejná časová řada byla v kapitole 3.1 modelována pomocí Box-Jenkinsovy metodologie. Po stacionarizaci časové řady a analýze korelogramu ACF a PACF byl identifikován proces náhodné procházky

s konstantou. Vzhledem k tomu, že diagnostická kontrola modelu ARIMA(0,1,0)c přinesla uspokojivé výsledky, byla provedena extrapolace časové řady na období 2013q1-2013q4 (viz Obr. 3.1.9). Extrapolované hodnoty byly následně porovnány s hodnotami skutečnými. Zvolený model v obdobích extrapolace 2013q1, 2013q3 a 2013q4 skutečnost podhodnotil. V období extrapolace 2013q2 naopak zase lehce hodnotu nadhodnotil.

Dekompoziční metodou byla dále v kapitole 2.5 analyzována časová řada čtvrtletních údajů *počtu ATM* v období 2003q3-2014q4. Časová řada byla i v tomto případě očištěna od sezónnosti a její trend modelován lineární trendovou funkcí. Provedením diagnostické kontroly modelu byla identifikována sériová závislost reziduí a v čase proměnlivý rozptyl (heteroskedasticita). K modelování trendu časové řady počtu ATM bylo třeba využít jiné techniky. Identická časová řada byla následně modelována pomocí Box-Jenkinsovy metodologie v kapitole 3.2. I v tomto případě byl po stacionarizace časové řady a provedení analýzy korelogramu ACF a PACF identifikován model náhodné procházky s konstantním členem. Vzhledem k identifikování nenormality rozdělení u modelu ARIMA(0,1,0)c, která byla způsobená odlehlým pozorování v časové řadě, byla do modelu přidána pomocná proměnná D04Q3. Následná diagnostická kontrola modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou dopadla v pořádku, a tak byla provedena extrapolace časové řady na období 2015q1-2015q4 (viz Obr. 3.2.14). Model náhodné procházky s umělou proměnnou hodnotu v čase 2015q1 mírně nadhodnotil oproti hodnotě skutečné. V období 2015q3 a 2015q4 tento model rovněž nadhodnotil hodnoty oproti skutečnosti. V čase 2015q2 model naopak předpovězenou hodnotu nepatrně podhodnotil.

Dekompoziční metoda byla použita i při analýze časové řady *počtu transakcí*, jejíž hodnoty byly zkoumány v období 2003q3-2014q4, v kapitole 2.6. Nejdříve bylo provedeno současné modelování trendu a sezónnosti (model exponenciálního trendu a model sezónnosti). Sériová závislost reziduí byla následně odstraněna vyjmutím trendové složky z modelu. Dále byl uvažován pouze model sezónnosti (regresní model sezónnosti s umělými proměnnými). Diagnostická kontrola modelu potvrdila vhodnost modelu pro výpočet extrapolací (viz Obr. 2.6.16 a Obr. 2.6.17). Porovnáním extrapolovaných hodnot se skutečnými hodnotami bylo zjištěno, že zvolený regresní model sezónnosti v období extrapolace 2015q1-2015q4 lehce podhodnotil skutečnost.

K modelování sezónně neočištěné časové řady *počtu provozoven* v období 2003q3-2014q4 byla využita Box-Jenkinsova metodologie (viz kapitola 3.3). Grafická analýza časové řady, korelogramu a periodogramu zpočátku neindikovala přítomnost sezónnosti a proto byl zvolen model ARIMA(0,1,0)c. Analýza korelogramu ACF tohoto modelu však indikovala

přítomnost sezónnosti a z toho důvodu bylo nutné místo nesezónních diferencí zvolit pro stacionarizace časové řady diference sezónní. Následně bylo vytvořeno několik modelů SARIMA. Jako nejvhodnější model pro výpočet extrapolací na období 2015q1-2015q4 (viz Obr. 3.3.19 a Obr. 3.3.20) byl vybrán model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c. Extrapolované hodnoty byly následně porovnány s hodnotami skutečnými. Zvolený model v období extrapolace 2015q1-2015q4 skutečnost podhodnotil.

Seznam bibliografických záznamů

Odborná literatura

[1] ARLT, Josef a Markéta ARLTOVÁ. Ekonomické časové řady. Praha: Professional Publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-85-6.

[2] ARLT, Josef, Markéta ARLTOVÁ a Eva RUBLÍKOVÁ. *Analýza ekonomických časových řad s příklady.* Praha: Vysoká škola ekonomická, 2002. ISBN 80-245-0307-7.

[3] BATIZ-LAZO, Bernardo, Joan Carles MAIXÉ ALTÉS a Paul THOMES. *Technological innovation in retail finance: international historical perspectives.* New York: Routledge, 2011. ISBN 978-0-415-88067-1.

[4] CIPRA, Tomáš. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii: celostátní vysokoškolská učebnice pro stud. matem.-fyz. fakult studijních oborů 11 Fyzikálně matematické vědy*. Praha: Státní nakladatelství technické literatury, 1986.

[5] JÍLEK, Josef. *Finance v globální ekonomice*. Praha: Grada, 2013. Finanční trhy a instituce. ISBN 978-80-247-3893-2.

[6] JUŘÍK, Pavel. *Encyklopedie platebních karet: historie, současnost a budoucnost peněz a platebních karet*. Praha: Grada, 2003. ISBN 80-247-0685-7.

[7] JUŘÍK, Pavel. *Platební karty: 1870-2006 : velká encyklopedie*. Praha: Grada, 2006. ISBN 80-247-1381-0.

[8] JUŘÍK, Pavel. *Platební karty: ilustrovaná historie placení*. Praha: Libri, 2012. ISBN 978-80-7277-498-2.

[9] JUŘÍK, Pavel. *Svět platebních a identifikačních karet*. 2. přeprac. vyd. Praha: Grada, 2001. ISBN 80-247-0195-2.

[10] MARVANOVÁ, Marie, Pavel JUŘÍK a Karel VÍTKOVSKÝ. *Platební styk*. 1. vyd. Praha: Bankovní institut vysoká škola, 1996.

[11] PAK, Susie. *Gentlemen bankers: the world of J.P. Morgan*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 2013. ISBN 978-0-674-07303-6.

[12] SCHLOSSBERGER, Otakar a Ladislav HOZÁK. *Elektronické platební prostředky*. Praha: Bankovní institut vysoká škola, 2005. ISBN 80-7265-073-4.

[13] SCHLOSSBERGER, Otakar. *Platební služby*. Praha: Management Press, 2012. ISBN 978-80-7261-238-3.

[14] STEARNS, David L. *Electronic value exchange: origins of the VISA electronic payment system*. New York: Springer, c2011. History of computing (London, England). ISBN 978-1849961387.

Internetové odkazy

[15] Bankovní karty. *statistiky*. [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: http://www.bankovnikarty.cz/pages/czech/profil_statistiky.html

[16] BRIS, Radim. *Modely a modelování* [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: https://homel.vsb.cz/~bri10/Teaching/Statistika%20II/skriptum/1_Modely_a_modelovani.PDF

[17] DLOUHÁ, Zuzana. *Autokorelace* [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: http://nb.vse.cz/~figlova/4ek211_5.pdf

[18] Mastercard.com. *Annual reports 2006-2017* [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: https://investor.mastercard.com/investor-relations/financials-and-sec-filings/annual-reports/default.aspx

[19] Platebnibrana.csob.cz. *Nové funkce pro pohodlné placení* [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: https://platebnibrana.csob.cz/#platby-v-eshopu

[20] UniBul's Money Blog. Authorization, Clearing, and Settlement of MasterCard Transactions [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: http://blog.unibulmerchantservices.com/authorization-clearing-and-settlement-of-mastercard-transactions/

[21] Visa.com. *Annual report 2018* [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: https://investor.visa.com/annual-report-meeting/default.aspx

[22] Visa.cz. *Historie kreditních karet* [online]. [cit. 2019-01-15]. Dostupné z: https://www.visa.cz/o-spolecnosti-visa/nase-podnikani/historie-kreditnich-karet-visa.html

Seznam příloh

Příloha 1. Počet provozoven s POS terminálem 118

Příloha 2. Počet provozoven s POS terminálem: odhad parametrů modelu lineárního trendu 119

Příloha 3. Počet provozoven s POS terminálem: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model lineárního trendu 120

Příloha 4. Počet provozoven s POS terminálem: White test pro model lineárního trendu 121

Příloha 5. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – sezónně očištěné původní hodnoty 122

Příloha 6. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – sezónně očištěné původní hodnoty 123

Příloha 7. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – sezónně očištěné původní hodnoty 124

Příloha 8. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot 125

Příloha 9. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot 126

Příloha 10. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot 127

Příloha 11. Počet provozoven s POS terminálem: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c 128

Příloha 12. Počet provozoven s POS terminálem: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model ARIMA(0,1,0)c 129

Příloha 13. Počet provozoven s POS terminálem: ARCH test pro model ARIMA(0,1,0)c 130

Příloha 14. Počet ATM 131

Příloha 15. Počet ATM: odhad parametrů modelu lineárního trendu 132

Příloha 16. Počet ATM: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model lineárního trendu 133

Příloha 17. Počet ATM: White test pro model lineárního trendu 134

Příloha 18. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – sezónně očištěné původní hodnoty 135

Příloha 19. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – sezónně očištěné původní hodnoty 136

Příloha 20. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – sezónně očištěné původní hodnoty 137

Příloha 21. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot 138

Příloha 22. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot 139

Příloha 23. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot 140

Příloha 24. Počet ATM: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c 141

Příloha 25. Počet ATM: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model ARIMA(0,1,0)c 142

Příloha 26. Počet ATM: ARCH test pro model ARIMA(0,1,0)c 143

Příloha 27. Počet ATM: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou 144

Příloha 28. Počet ATM: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou 145

Příloha 29. Počet ATM: ARCH test pro model ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou 146

Příloha 30. Počet transakcí 147

Příloha 31. Počet transakcí: odhad parametrů modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti 148

Příloha 32. Počet transakcí: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model exponenciálního trendu a čtvrtletní sezónnosti 149

Příloha 33. Počet transakcí: White test pro model exponenciálního trendu a čtvrtletní sezónnosti 150

Příloha 34. Počet transakcí: odhad parametrů modelu sezónnosti 151

Příloha 35. Počet transakcí: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model sezónnosti 152

Příloha 36. Počet transakcí: White test pro model sezónnosti 153

Příloha 37. Počet provozoven 154

Příloha 38. Počet provozoven: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c..... 155

Příloha 39. Počet provozoven: Odhad parametrů modelu SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c..... 156

Příloha 40. Počet provozoven: odhad parametrů modelu SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c..... 157

Příloha 41. Počet provozoven: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c 158

Příloha 42. Počet provozoven: ARCH test pro model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c..... 159

Příloha 43. Počet provozoven: odhad modelu parametrů modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c 160

Příloha 44. Počet provozoven: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c 161

Příloha 45. Počet provozoven: ARCH test pro model pro model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c 162

Příloha 46. Teoretické tvary korelogramů ACF a PACF procesu AR(1) a AR(2) 163

Příloha 47. Teoretické tvary korelogramů ACF a PACF procesu MA(1) a MA(2) 164

Příloha 48. Teoretické tvary korelogramů ACF a PACF procesu ARMA(1,1)..... 165

Příloha 49. Teoretický tvar korelogramu ACF a PACF procesu náhodné procházky..... 166

Přílohy

Příloha 1. Počet provozoven s POS terminálem

Období	PocProvPOS	SA_PocProvPOS	SA_PocProvPOS - ARIMA(010)c
2003-3	30220,0000	30493,1160	
2003-4	31678,0000	31168,4316	
2004-1	32372,0000	32477,5143	
2004-2	34550,0000	34691,1293	
2004-3	36688,0000	37027,3785	
2004-4	37394,0000	36791,0393	
2005-1	39520,0000	39625,8744	
2005-2	40663,0000	40872,2403	
2005-3	39984,0000	40327,2560	
2005-4	42909,0000	42203,0469	
2006-1	39520,0000	39633,9307	
2006-2	39373,0000	39628,8222	
2006-3	39316,0000	39580,7023	
2006-4	41875,0000	41204,4508	
2007-1	41894,0000	42024,9298	
2007-2	42328,0000	42640,4994	
2007-3	43464,0000	43702,2854	
2007-4	45539,0000	44808,2940	
2008-1	47370,0000	47546,0975	
2008-2	47770,0000	48130,2143	
2008-3	47784,0000	48030,5825	
2008-4	49928,0000	49113,5347	
2009-1	48462,0000	48636,9104	
2009-2	49262,0000	49676,8830	
2009-3	50777,0000	51020,2427	
2009-4	53375,0000	52483,1102	
2010-1	55000,0000	55197,1071	
2010-2	54149,0000	54666,1302	
2010-3	57457,0000	57653,1294	
2010-4	57637,0000	56696,3316	
2011-1	54886,0000	55092,6274	
2011-2	56482,0000	57070,8247	
2011-3	58883,0000	58986,6363	
2011-4	59836,0000	58880,5743	
2012-1	61291,0000	61570,3818	
2012-2	61066,0000	61722,0012	
2012-3	59867,0000	59898,8924	
2012-4	64365,0000	63364,8714	
2013-1	65672,0000		64253,2972
2013-2	63530,0000		65141,7230
2013-3	68273,0000		66030,1489
2013-4	70734,0000		66918,5747

Pramen: [Bankovní karty, statistiky], vlastní zpracování

PocProvPOS = časová řada počtu provozoven s POS terminálem – původní hodnoty

SA_PocProv_POS = časová řada počtu provozoven s POS terminálem – sezónně očištěné původní hodnoty

SA_PocProv_POS - ARIMA(010)c = časová řada počtu provozoven extrapolovaná na 2013q1-2013q4 – sezónně očištěné původní hodnoty

Příloha 2. Počet provozoven s POS terminálem: odhad parametrů modelu lineárního trendu

Dependent Variable: SA_POCPROVPOS
Method: Least Squares
Date: 12/22/18 Time: 17:30
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 38

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	31074.49	501.7601	61.93097	0.0000
T	827.9452	22.42818	36.91539	0.0000

R-squared	0.974263	Mean dependent var	47219.42
Adjusted R-squared	0.973548	S.D. dependent var	9321.741
S.E. of regression	1516.102	Akaike info criterion	17.53687
Sum squared resid	82748364	Schwarz criterion	17.62306
Log likelihood	-331.2005	Hannan-Quinn criter.	17.56753
F-statistic	1362.746	Durbin-Watson stat	0.895268
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 3. Počet provozoven s POS terminálem: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model lineárního trendu

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.954197	Prob. F(2,34)	0.0029
Obs*R-squared	11.03187	Prob. Chi-Square(2)	0.0040

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/22/18 Time: 21:10
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 38
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-24.46844	435.2384	-0.056218	0.9555
T	1.834022	19.47876	0.094155	0.9255
RESID(-1)	0.533771	0.176975	3.016075	0.0048
RESID(-2)	0.013251	0.180646	0.073352	0.9420

R-squared	0.290312	Mean dependent var	-7.09E-12
Adjusted R-squared	0.227693	S.D. dependent var	1495.474
S.E. of regression	1314.238	Akaike info criterion	17.29920
Sum squared resid	58725499	Schwarz criterion	17.47158
Log likelihood	-324.6848	Hannan-Quinn criter.	17.36053
F-statistic	4.636132	Durbin-Watson stat	1.912574
Prob(F-statistic)	0.008011		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 4. Počet provozoven s POS terminálem: White test pro model lineárního trendu

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.690897	Prob. F(2,35)	0.1991
Obs*R-squared	3.348154	Prob. Chi-Square(2)	0.1875
Scaled explained SS	1.812023	Prob. Chi-Square(2)	0.4041

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/22/18 Time: 22:08
Sample: 2003Q3 2012Q4
Included observations: 38

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3511064.	1221741.	2.873819	0.0069
T^2	278.1530	3592.611	0.077424	0.9387
T	-75522.63	144465.9	-0.522771	0.6044

R-squared	0.088109	Mean dependent var	2177589.
Adjusted R-squared	0.036001	S.D. dependent var	2423494.
S.E. of regression	2379470.	Akaike info criterion	32.27831
Sum squared resid	1.98E+14	Schwarz criterion	32.40759
Log likelihood	-610.2879	Hannan-Quinn criter.	32.32431
F-statistic	1.690897	Durbin-Watson stat	1.840435
Prob(F-statistic)	0.199067		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 5. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – sezónně očištěné původní hodnoty

Null Hypothesis: SA_POCPROVPOS has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		3.527031	0.9998
Test critical values:	1% level	-2.628961	
	5% level	-1.950117	
	10% level	-1.611339	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS)
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 13:46
Sample (adjusted): 2003Q4 2012Q4
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SA_POCPROVPOS(-1)	0.017766	0.005037	3.527031	0.0012

R-squared	-0.036699	Mean dependent var	888.4258
Adjusted R-squared	-0.036699	S.D. dependent var	1433.203
S.E. of regression	1459.265	Akaike info criterion	17.43591
Sum squared resid	76660398	Schwarz criterion	17.47945
Log likelihood	-321.5643	Hannan-Quinn criter.	17.45126
Durbin-Watson stat	2.339615		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 6. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – sezónně očištěné původní hodnoty

Null Hypothesis: SA_POCPROVPOS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.595787	0.8595
Test critical values:	1% level	-3.621023	
	5% level	-2.943427	
	10% level	-2.610263	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS)
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 13:51
Sample (adjusted): 2003Q4 2012Q4
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SA_POCPROVPOS(-1)	-0.015871	0.026639	-0.595787	0.5552
C	1630.923	1268.723	1.285484	0.2071

R-squared	0.010040	Mean dependent var	888.4258
Adjusted R-squared	-0.018245	S.D. dependent var	1433.203
S.E. of regression	1446.219	Akaike info criterion	17.44383
Sum squared resid	73204180	Schwarz criterion	17.53091
Log likelihood	-320.7109	Hannan-Quinn criter.	17.47453
F-statistic	0.354962	Durbin-Watson stat	2.374253
Prob(F-statistic)	0.555151		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 7. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – sezónně očištěné původní hodnoty

Null Hypothesis: SA_POCPROVPOS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.225559	0.0952
Test critical values:	1% level	-4.226815	
	5% level	-3.536601	
	10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS)
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 13:53
Sample (adjusted): 2003Q4 2012Q4
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SA_POCPROVPOS(-1)	-0.459622	0.142494	-3.225559	0.0028
C	15242.95	4455.917	3.420834	0.0016
@TREND("2003Q3")	376.2100	119.1135	3.158415	0.0033

R-squared	0.234606	Mean dependent var	888.4258
Adjusted R-squared	0.189583	S.D. dependent var	1433.203
S.E. of regression	1290.215	Akaike info criterion	17.24061
Sum squared resid	56598271	Schwarz criterion	17.37123
Log likelihood	-315.9513	Hannan-Quinn criter.	17.28666
F-statistic	5.210788	Durbin-Watson stat	1.991454
Prob(F-statistic)	0.010618		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 8. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Null Hypothesis: D(SA_POCPROVPOS) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.060784	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.630762	
	5% level	-1.950394	
	10% level	-1.611202	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS,2)
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 16:00
Sample (adjusted): 2004Q1 2012Q4
Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SA_POCPROVPOS(-1))	-0.904354	0.178698	-5.060784	0.0000

R-squared	0.421843	Mean dependent var	77.51843
Adjusted R-squared	0.421843	S.D. dependent var	2243.608
S.E. of regression	1705.964	Akaike info criterion	17.74903
Sum squared resid	1.02E+08	Schwarz criterion	17.79302
Log likelihood	-318.4826	Hannan-Quinn criter.	17.76439
Durbin-Watson stat	1.912467		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 9. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Null Hypothesis: D(SA_POCPROVPOS) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.241945	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.626784	
	5% level	-2.945842	
	10% level	-2.611531	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS,2)
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 16:03
Sample (adjusted): 2004Q1 2012Q4
Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SA_POCPROVPOS(-1))	-1.261955	0.174256	-7.241945	0.0000
C	1108.318	277.2595	3.997401	0.0003

R-squared	0.606690	Mean dependent var	77.51843
Adjusted R-squared	0.595122	S.D. dependent var	2243.608
S.E. of regression	1427.608	Akaike info criterion	17.41934
Sum squared resid	69294232	Schwarz criterion	17.50731
Log likelihood	-311.5481	Hannan-Quinn criter.	17.45005
F-statistic	52.44577	Durbin-Watson stat	1.997090
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 10. Počet provozoven s POS terminálem: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Null Hypothesis: D(SA_POCPROVPOS) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.138630	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.234972	
	5% level	-3.540328	
	10% level	-3.202445	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS,2)
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 16:05
Sample (adjusted): 2004Q1 2012Q4
Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SA_POCPROVPOS(-1))	-1.268884	0.177749	-7.138630	0.0000
C	1268.411	549.5217	2.308209	0.0274
@TREND("2003Q3")	-7.919676	23.36318	-0.338981	0.7368

R-squared	0.608055	Mean dependent var	77.51843
Adjusted R-squared	0.584300	S.D. dependent var	2243.608
S.E. of regression	1446.561	Akaike info criterion	17.47142
Sum squared resid	69053782	Schwarz criterion	17.60338
Log likelihood	-311.4856	Hannan-Quinn criter.	17.51748
F-statistic	25.59770	Durbin-Watson stat	1.994015
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 11. Počet provozoven s POS terminálem: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c

Dependent Variable: D(SA_POCPROVPOS)
Method: Least Squares
Date: 12/23/18 Time: 21:12
Sample (adjusted): 2003Q4 2012Q4
Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	888.4258	235.6172	3.770632	0.0006

R-squared	0.000000	Mean dependent var	888.4258
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	1433.203
S.E. of regression	1433.203	Akaike info criterion	17.39987
Sum squared resid	73946600	Schwarz criterion	17.44341
Log likelihood	-320.8975	Hannan-Quinn criter.	17.41522
Durbin-Watson stat	2.385485		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 12. Počet provozoven s POS terminálem: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model ARIMA(0,1,0)c

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.044518	Prob. F(20,16)	0.4710
Obs*R-squared	20.95245	Prob. Chi-Square(20)	0.3999

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 21:29
Sample: 2003Q4 2012Q4
Included observations: 37
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.07676	235.4802	-0.064026	0.9497
RESID(-1)	-0.225052	0.250396	-0.898783	0.3821
RESID(-2)	-0.068118	0.236255	-0.288322	0.7768
RESID(-3)	0.153777	0.239035	0.643325	0.5291
RESID(-4)	-0.576883	0.248913	-2.317612	0.0340
RESID(-5)	-0.303559	0.272691	-1.113198	0.2821
RESID(-6)	0.084228	0.292969	0.287499	0.7774
RESID(-7)	0.032418	0.290192	0.111714	0.9124
RESID(-8)	-0.483943	0.288796	-1.675728	0.1132
RESID(-9)	-0.268327	0.326775	-0.821137	0.4236
RESID(-10)	-0.106003	0.337444	-0.314136	0.7575
RESID(-11)	0.099920	0.341963	0.292196	0.7739
RESID(-12)	-0.273237	0.363597	-0.751482	0.4633
RESID(-13)	-0.093119	0.328011	-0.283890	0.7801
RESID(-14)	0.075999	0.329415	0.230710	0.8205
RESID(-15)	0.197525	0.328027	0.602161	0.5555
RESID(-16)	-0.429498	0.332281	-1.292575	0.2145
RESID(-17)	-0.267426	0.335722	-0.796570	0.4374
RESID(-18)	-0.343542	0.335139	-1.025071	0.3206
RESID(-19)	0.627582	0.343058	1.829375	0.0860
RESID(-20)	0.099155	0.431979	0.229536	0.8214

R-squared	0.566282	Mean dependent var	-2.21E-13
Adjusted R-squared	0.024136	S.D. dependent var	1433.203
S.E. of regression	1415.802	Akaike info criterion	17.64559
Sum squared resid	32071937	Schwarz criterion	18.55989
Log likelihood	-305.4433	Hannan-Quinn criter.	17.96792
F-statistic	1.044518	Durbin-Watson stat	1.969926
Prob(F-statistic)	0.470994		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 13. Počet provozoven s POS terminálem: ARCH test pro model ARIMA(0,1,0)c

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.675074	Prob. F(10,16)	0.7323
Obs*R-squared	8.011611	Prob. Chi-Square(10)	0.6277

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/25/18 Time: 21:36
Sample (adjusted): 2006Q2 2012Q4
Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	823450.2	1180905.	0.697305	0.4956
RESID^2(-1)	0.213510	0.177416	1.203439	0.2463
RESID^2(-2)	0.135484	0.189406	0.715306	0.4847
RESID^2(-3)	-0.014294	0.190288	-0.075116	0.9411
RESID^2(-4)	-0.026472	0.190564	-0.138914	0.8913
RESID^2(-5)	-0.149826	0.186667	-0.802638	0.4339
RESID^2(-6)	-0.017034	0.189531	-0.089877	0.9295
RESID^2(-7)	0.074206	0.189194	0.392225	0.7001
RESID^2(-8)	0.359188	0.198183	1.812410	0.0887
RESID^2(-9)	-0.076276	0.199458	-0.382415	0.7072
RESID^2(-10)	0.057448	0.204778	0.280538	0.7827

R-squared	0.296726	Mean dependent var	1840964.
Adjusted R-squared	-0.142820	S.D. dependent var	2181552.
S.E. of regression	2332139.	Akaike info criterion	32.45404
Sum squared resid	8.70E+13	Schwarz criterion	32.98197
Log likelihood	-427.1295	Hannan-Quinn criter.	32.61102
F-statistic	0.675074	Durbin-Watson stat	1.081248
Prob(F-statistic)	0.732255		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 14. Počet ATM

Období	PocATM	SA_PocATM	SA_PocATM - ARIMA(010)c s umělou proměnnou
2003-3	2 561,0000	2 573,6003	
2003-4	2 669,0000	2 651,6308	
2004-1	2 723,0000	2 722,4410	
2004-2	2 775,0000	2 779,8267	
2004-3	2 675,0000	2 688,5378	
2004-4	2 850,0000	2 831,4757	
2005-1	2 765,0000	2 764,8187	
2005-2	2 796,0000	2 799,7762	
2005-3	2 841,0000	2 855,6825	
2005-4	2 892,0000	2 874,0333	
2006-1	2 914,0000	2 914,2199	
2006-2	2 927,0000	2 929,1281	
2006-3	2 967,0000	2 982,0577	
2006-4	3 096,0000	3 079,6627	
2007-1	3 126,0000	3 125,0733	
2007-2	3 265,0000	3 265,8178	
2007-3	3 290,0000	3 306,1114	
2007-4	3 361,0000	3 346,4322	
2008-1	3 375,0000	3 373,8764	
2008-2	3 413,0000	3 411,7312	
2008-3	3 445,0000	3 459,7192	
2008-4	3 534,0000	3 523,2694	
2009-1	3 596,0000	3 594,3496	
2009-2	3 633,0000	3 630,4324	
2009-3	3 631,0000	3 643,3417	
2009-4	3 679,0000	3 672,0729	
2010-1	3 719,0000	3 717,0222	
2010-2	3 741,0000	3 738,6966	
2010-3	3 791,0000	3 799,7389	
2010-4	3 868,0000	3 864,0710	
2011-1	3 930,0000	3 926,8616	
2011-2	4 022,0000	4 022,6989	
2011-3	4 105,0000	4 110,1125	
2011-4	4 082,0000	4 078,8301	
2012-1	4 121,0000	4 117,7608	
2012-2	4 196,0000	4 199,9981	
2012-3	4 245,0000	4 246,7887	
2012-4	4 299,0000	4 295,1864	
2013-1	4 363,0000	4 360,1889	
2013-2	4 343,0000	4 349,9815	
2013-3	4 374,0000	4 373,3893	
2013-4	4 433,0000	4 428,7329	
2014-1	4 405,0000	4 402,3966	
2014-2	4 399,0000	4 407,1441	
2014-3	4 460,0000	4 458,7976	
2014-4	4 480,0000	4 475,2768	
2015-1	4 478,0000		4 520,5715
2015-2	4 562,0000		4 565,8662
2015-3	4 509,0000		4 611,1608
2015-4	4 545,0000		4 656,4555

Pramen: [Bankovní karty, statistiky], vlastní zpracování

PocATM = časová řada počtu ATM – původní hodnoty

SA_ PocATM = časová řada počtu ATM – sezónně očištěné původní hodnoty

SA_PocATM - ARIMA(010)c s umělou proměnnou = časová řada počtu ATM extrapolovaná na 2015q1-2015q4 – sezónně očištěné původní hodnoty

Příloha 15. Počet ATM: odhad parametrů modelu lineárního trendu

Dependent Variable: SA_POCATM
Method: Least Squares
Date: 12/26/18 Time: 14:24
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2496.696	18.33134	136.1982	0.0000
T	45.62883	0.679171	67.18308	0.0000

R-squared	0.990346	Mean dependent var	3568.974
Adjusted R-squared	0.990126	S.D. dependent var	615.4363
S.E. of regression	61.15372	Akaike info criterion	11.10716
Sum squared resid	164550.2	Schwarz criterion	11.18667
Log likelihood	-253.4648	Hannan-Quinn criter.	11.13695
F-statistic	4513.566	Durbin-Watson stat	0.511115
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 16. Počet ATM: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model lineárního trendu

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	17.42248	Prob. F(3,41)	0.0000
Obs*R-squared	25.77858	Prob. Chi-Square(3)	0.0000

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/26/18 Time: 14:43
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.530727	12.73164	0.277319	0.7829
T	-0.222542	0.480565	-0.463085	0.6458
RESID(-1)	0.693481	0.155341	4.464261	0.0001
RESID(-2)	0.249194	0.186134	1.338788	0.1880
RESID(-3)	-0.187904	0.164561	-1.141849	0.2601

R-squared	0.560404	Mean dependent var	9.21E-14
Adjusted R-squared	0.517517	S.D. dependent var	60.47042
S.E. of regression	42.00337	Akaike info criterion	10.41570
Sum squared resid	72335.62	Schwarz criterion	10.61446
Log likelihood	-234.5611	Hannan-Quinn criter.	10.49016
F-statistic	13.06686	Durbin-Watson stat	2.072954
Prob(F-statistic)	0.000001		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 17. Počet ATM: White test pro model lineárního trendu

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	5.099658	Prob. F(2,43)	0.0103
Obs*R-squared	8.819071	Prob. Chi-Square(2)	0.0122
Scaled explained SS	4.802064	Prob. Chi-Square(2)	0.0906

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/26/18 Time: 14:46
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7679.986	1677.621	4.577904	0.0000
T^2	10.84716	3.396600	3.193534	0.0026
T	-510.8494	164.6493	-3.102652	0.0034

R-squared	0.191719	Mean dependent var	3577.179
Adjusted R-squared	0.154124	S.D. dependent var	3945.808
S.E. of regression	3629.019	Akaike info criterion	19.29431
Sum squared resid	5.66E+08	Schwarz criterion	19.41356
Log likelihood	-440.7690	Hannan-Quinn criter.	19.33898
F-statistic	5.099658	Durbin-Watson stat	1.020289
Prob(F-statistic)	0.010294		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 18. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – sezónně očištěné původní hodnoty

Null Hypothesis: SA_POCATM has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		6.104620	1.0000
Test critical values:	1% level	-2.617364	
	5% level	-1.948313	
	10% level	-1.612229	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCATM)
Method: Least Squares
Date: 12/27/18 Time: 21:20
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SA_POCATM(-1)	0.011357	0.001860	6.104620	0.0000

R-squared	-0.061942	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	-0.061942	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	44.91688	Akaike info criterion	10.46948
Sum squared resid	88771.14	Schwarz criterion	10.50962
Log likelihood	-234.5632	Hannan-Quinn criter.	10.48444
Durbin-Watson stat	2.362644		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 19. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – sezónně očištěné původní hodnoty

Null Hypothesis: SA_POCATM has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.727698	0.8292
Test critical values:	1% level	-3.584743	
	5% level	-2.928142	
	10% level	-2.602225	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCATM)
Method: Least Squares
Date: 12/27/18 Time: 21:21
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SA_POCATM(-1)	-0.007922	0.010886	-0.727698	0.4707
C	70.37268	39.18149	1.796069	0.0795

R-squared	0.012165	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	-0.010808	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	43.82212	Akaike info criterion	10.44158
Sum squared resid	82576.26	Schwarz criterion	10.52188
Log likelihood	-232.9356	Hannan-Quinn criter.	10.47151
F-statistic	0.529544	Durbin-Watson stat	2.490005
Prob(F-statistic)	0.470743		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 20. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – sezónně očištěné původní hodnoty

Null Hypothesis: SA_POCATM has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.092464	0.5358
Test critical values:	1% level	-4.175640	
	5% level	-3.513075	
	10% level	-3.186854	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCATM)
Method: Least Squares
Date: 12/27/18 Time: 21:23
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SA_POCATM(-1)	-0.229581	0.109718	-2.092464	0.0425
C	620.3505	273.6070	2.267305	0.0286
@TREND("2003Q3")	10.28934	5.069643	2.029599	0.0488

R-squared	0.100396	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	0.057558	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	42.31422	Akaike info criterion	10.39246
Sum squared resid	75200.73	Schwarz criterion	10.51291
Log likelihood	-230.8304	Hannan-Quinn criter.	10.43736
F-statistic	2.343614	Durbin-Watson stat	2.181001
Prob(F-statistic)	0.108411		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 21. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model bez konstanty – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Null Hypothesis: D(SA_POCATM) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.655646	0.0918
Test critical values:	1% level	-2.621185	
	5% level	-1.948886	
	10% level	-1.611932	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCATM,2)
Method: Least Squares
Date: 12/27/18 Time: 21:26
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q4
Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SA_POCATM(-1))	-0.258180	0.155939	-1.655646	0.1058
D(SA_POCATM(-1),2)	-0.771711	0.172604	-4.470992	0.0001
D(SA_POCATM(-2),2)	-0.386431	0.144667	-2.671183	0.0110

R-squared	0.570983	Mean dependent var	-0.973964
Adjusted R-squared	0.548982	S.D. dependent var	71.05838
S.E. of regression	47.72128	Akaike info criterion	10.63738
Sum squared resid	88815.48	Schwarz criterion	10.76150
Log likelihood	-220.3850	Hannan-Quinn criter.	10.68288
Durbin-Watson stat	1.796752		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 22. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Null Hypothesis: D(SA_POCATM) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.430646	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.588509	
	5% level	-2.929734	
	10% level	-2.603064	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCATM,2)
Method: Least Squares
Date: 12/27/18 Time: 21:31
Sample (adjusted): 2004Q1 2014Q4
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SA_POCATM(-1))	-1.253331	0.148664	-8.430646	0.0000
C	52.30058	9.067420	5.767967	0.0000

R-squared	0.628568	Mean dependent var	-1.398893
Adjusted R-squared	0.619724	S.D. dependent var	69.41736
S.E. of regression	42.80727	Akaike info criterion	10.39568
Sum squared resid	76963.42	Schwarz criterion	10.47678
Log likelihood	-226.7050	Hannan-Quinn criter.	10.42576
F-statistic	71.07579	Durbin-Watson stat	1.982284
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 23. Počet ATM: Augmented Dickey-Fuller test pro model s konstantou a časovou proměnnou – 1. nesezónní diference sezónně očištěných hodnot

Null Hypothesis: D(SA_POCATM) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.361338	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.180911	
	5% level	-3.515523	
	10% level	-3.188259	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SA_POCATM,2)
Method: Least Squares
Date: 12/27/18 Time: 21:36
Sample (adjusted): 2004Q1 2014Q4
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SA_POCATM(-1))	-1.257380	0.150380	-8.361338	0.0000
C	57.84558	15.47070	3.739041	0.0006
@TREND("2003Q3")	-0.228576	0.514076	-0.444636	0.6589

R-squared	0.630350	Mean dependent var	-1.398893
Adjusted R-squared	0.612318	S.D. dependent var	69.41736
S.E. of regression	43.22208	Akaike info criterion	10.43633
Sum squared resid	76594.08	Schwarz criterion	10.55798
Log likelihood	-226.5992	Hannan-Quinn criter.	10.48144
F-statistic	34.95789	Durbin-Watson stat	1.982902
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 24. Počet ATM: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c

Dependent Variable: D(SA_POCATM)
Method: Least Squares
Date: 12/29/18 Time: 17:03
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	42.25948	6.497598	6.503862	0.0000

R-squared	0.000000	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	43.58721	Akaike info criterion	10.40938
Sum squared resid	83593.18	Schwarz criterion	10.44952
Log likelihood	-233.2110	Hannan-Quinn criter.	10.42434
Durbin-Watson stat	2.479786		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 25. Počet ATM: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model ARIMA(0,1,0)c

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.437215	Prob. F(20,24)	0.9678
Obs*R-squared	12.01716	Prob. Chi-Square(20)	0.9155

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/29/18 Time: 17:34
Sample: 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.635021	8.904416	0.408227	0.6867
RESID(-1)	-0.318080	0.208160	-1.528055	0.1396
RESID(-2)	0.054914	0.220157	0.249431	0.8051
RESID(-3)	0.083628	0.224625	0.372300	0.7129
RESID(-4)	-0.199128	0.234668	-0.848551	0.4045
RESID(-5)	-0.148590	0.237191	-0.626457	0.5369
RESID(-6)	0.048750	0.237538	0.205231	0.8391
RESID(-7)	-0.019813	0.238542	-0.083057	0.9345
RESID(-8)	-0.179329	0.239787	-0.747869	0.4618
RESID(-9)	-0.243501	0.240225	-1.013639	0.3209
RESID(-10)	-0.008154	0.243062	-0.033549	0.9735
RESID(-11)	-0.290473	0.247811	-1.172157	0.2526
RESID(-12)	-0.262339	0.249403	-1.051867	0.3033
RESID(-13)	-0.111197	0.279124	-0.398380	0.6939
RESID(-14)	0.084530	0.279675	0.302243	0.7651
RESID(-15)	0.101487	0.290787	0.349010	0.7301
RESID(-16)	0.067210	0.288590	0.232891	0.8178
RESID(-17)	0.023939	0.283376	0.084476	0.9334
RESID(-18)	-0.039681	0.282632	-0.140399	0.8895
RESID(-19)	0.021462	0.281104	0.076349	0.9398
RESID(-20)	-0.033986	0.261062	-0.130185	0.8975

R-squared	0.267048	Mean dependent var	7.18E-15
Adjusted R-squared	-0.343746	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	50.52631	Akaike info criterion	10.98759
Sum squared resid	61269.80	Schwarz criterion	11.83070
Log likelihood	-226.2208	Hannan-Quinn criter.	11.30189
F-statistic	0.437215	Durbin-Watson stat	1.952388
Prob(F-statistic)	0.967784		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 26. Počet ATM: ARCH test pro model ARIMA(0,1,0)c

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.538921	Prob. F(20,4)	0.8421
Obs*R-squared	18.23337	Prob. Chi-Square(20)	0.5720

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/29/18 Time: 17:37
Sample (adjusted): 2008Q4 2014Q4
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4355.844	1723.797	2.526890	0.0649
RESID^2(-1)	-0.183552	0.363271	-0.505275	0.6399
RESID^2(-2)	-0.063259	0.309602	-0.204322	0.8481
RESID^2(-3)	-0.080866	0.303245	-0.266667	0.8029
RESID^2(-4)	-0.366883	0.372542	-0.984810	0.3805
RESID^2(-5)	-0.520244	0.379886	-1.369475	0.2427
RESID^2(-6)	0.200531	0.290315	0.690738	0.5277
RESID^2(-7)	-0.399682	0.291039	-1.373295	0.2416
RESID^2(-8)	-0.392700	0.322087	-1.219237	0.2897
RESID^2(-9)	0.006310	0.254444	0.024797	0.9814
RESID^2(-10)	0.159891	0.248772	0.642721	0.5554
RESID^2(-11)	-0.025250	0.252339	-0.100064	0.9251
RESID^2(-12)	-0.296417	0.213797	-1.386439	0.2379
RESID^2(-13)	-0.291964	0.226571	-1.288624	0.2670
RESID^2(-14)	-0.238234	0.233887	-1.018585	0.3660
RESID^2(-15)	-0.288097	0.223394	-1.289637	0.2667
RESID^2(-16)	-0.177260	0.193751	-0.914886	0.4120
RESID^2(-17)	0.031009	0.161003	0.192599	0.8567
RESID^2(-18)	0.193207	0.153699	1.257049	0.2771
RESID^2(-19)	-0.186794	0.167452	-1.115505	0.3271
RESID^2(-20)	-0.161339	0.165240	-0.976392	0.3842

R-squared	0.729335	Mean dependent var	1068.258
Adjusted R-squared	-0.623990	S.D. dependent var	1452.555
S.E. of regression	1851.077	Akaike info criterion	17.73234
Sum squared resid	13705939	Schwarz criterion	18.75620
Log likelihood	-200.6543	Hannan-Quinn criter.	18.01632
F-statistic	0.538921	Durbin-Watson stat	3.002210
Prob(F-statistic)	0.842147		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 27. Počet ATM: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Dependent Variable: D(SA_POCATM)
Method: Least Squares
Date: 12/29/18 Time: 19:24
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	45.29467	5.877208	7.706835	0.0000
D04Q3	-136.5836	39.42551	-3.464346	0.0012

R-squared	0.218206	Mean dependent var	42.25948
Adjusted R-squared	0.200025	S.D. dependent var	43.58721
S.E. of regression	38.98499	Akaike info criterion	10.20766
Sum squared resid	65352.66	Schwarz criterion	10.28795
Log likelihood	-227.6723	Hannan-Quinn criter.	10.23759
F-statistic	12.00169	Durbin-Watson stat	2.142335
Prob(F-statistic)	0.001216		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 28. Počet ATM: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.365143	Prob. F(20,23)	0.9869
Obs*R-squared	10.84482	Prob. Chi-Square(20)	0.9501

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/29/18 Time: 19:42
Sample: 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	14.71812	17.11620	0.859894	0.3987
D04Q3	-7.426159	48.96390	-0.151666	0.8808
RESID(-1)	-0.181072	0.217902	-0.830977	0.4145
RESID(-2)	-0.189157	0.229249	-0.825113	0.4178
RESID(-3)	-0.008437	0.246707	-0.034197	0.9730
RESID(-4)	-0.384544	0.278421	-1.381159	0.1805
RESID(-5)	-0.357374	0.300930	-1.187568	0.2471
RESID(-6)	-0.237275	0.325311	-0.729380	0.4731
RESID(-7)	-0.389687	0.356018	-1.094569	0.2850
RESID(-8)	-0.347042	0.375808	-0.923454	0.3654
RESID(-9)	-0.452020	0.386043	-1.170906	0.2536
RESID(-10)	-0.120556	0.389338	-0.309644	0.7596
RESID(-11)	-0.416648	0.381809	-1.091249	0.2865
RESID(-12)	-0.281793	0.379861	-0.741832	0.4657
RESID(-13)	-0.424591	0.423790	-1.001889	0.3268
RESID(-14)	-0.252224	0.411794	-0.612501	0.5462
RESID(-15)	-0.097640	0.383317	-0.254722	0.8012
RESID(-16)	-0.020635	0.355624	-0.058024	0.9542
RESID(-17)	0.057427	0.330120	0.173959	0.8634
RESID(-18)	-0.074427	0.321639	-0.231401	0.8190
RESID(-19)	0.012518	0.312760	0.040023	0.9684
RESID(-20)	-0.139741	0.288503	-0.484366	0.6327

R-squared	0.240996	Mean dependent var	3.16E-16
Adjusted R-squared	-0.452008	S.D. dependent var	38.53943
S.E. of regression	46.43974	Akaike info criterion	10.82080
Sum squared resid	49602.93	Schwarz criterion	11.70405
Log likelihood	-221.4679	Hannan-Quinn criter.	11.15007
F-statistic	0.347756	Durbin-Watson stat	1.873019
Prob(F-statistic)	0.991093		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 29. Počet ATM: ARCH test pro model ARIMA(0,1,0)c s umělou proměnnou

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.133958	Prob. F(20,4)	0.2419
Obs*R-squared	22.85772	Prob. Chi-Square(20)	0.2958

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/29/18 Time: 19:43
Sample (adjusted): 2008Q4 2014Q4
Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4078.959	1237.150	3.297062	0.0300
RESID^2(-1)	0.171112	0.314356	0.544324	0.6151
RESID^2(-2)	-0.009939	0.189023	-0.052581	0.9606
RESID^2(-3)	-0.193230	0.186716	-1.034888	0.3592
RESID^2(-4)	-0.608769	0.223347	-2.725658	0.0527
RESID^2(-5)	-0.483253	0.269209	-1.795080	0.1471
RESID^2(-6)	0.431952	0.197036	2.192251	0.0935
RESID^2(-7)	-0.273018	0.246376	-1.108137	0.3299
RESID^2(-8)	-0.835047	0.202602	-4.121621	0.0146
RESID^2(-9)	0.227437	0.335557	0.677788	0.5351
RESID^2(-10)	0.439173	0.191444	2.293999	0.0835
RESID^2(-11)	-0.279840	0.253158	-1.105396	0.3310
RESID^2(-12)	-0.301006	0.149705	-2.010665	0.1147
RESID^2(-13)	-0.276004	0.157489	-1.752521	0.1546
RESID^2(-14)	-0.267821	0.158787	-1.686671	0.1669
RESID^2(-15)	-0.316281	0.129983	-2.433244	0.0717
RESID^2(-16)	-0.139121	0.110296	-1.261348	0.2757
RESID^2(-17)	0.081903	0.122780	0.667072	0.5412
RESID^2(-18)	0.163538	0.116219	1.407149	0.2321
RESID^2(-19)	-0.551282	0.139104	-3.963107	0.0166
RESID^2(-20)	0.038763	0.199588	0.194215	0.8555

R-squared	0.914309	Mean dependent var	1087.408
Adjusted R-squared	0.485852	S.D. dependent var	1558.545
S.E. of regression	1117.541	Akaike info criterion	16.72307
Sum squared resid	4995591.	Schwarz criterion	17.74692
Log likelihood	-188.0383	Hannan-Quinn criter.	17.00704
F-statistic	2.133958	Durbin-Watson stat	2.382128
Prob(F-statistic)	0.241911		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 30. Počet transakcí

Období	PocTran	ln_PocTran	ln_PocTran - model sezónnosti	PocTran - model sezónnosti
2003-3	21 250 319,0000	16,8719		
2003-4	23 574 235,0000	16,9757		
2004-1	21 615 726,0000	16,8889		
2004-2	25 343 180,0000	17,0480		
2004-3	26 598 498,0000	17,0964		
2004-4	28 475 389,0000	17,1646		
2005-1	25 417 600,0000	17,0510		
2005-2	30 052 653,0000	17,2185		
2005-3	31 307 758,0000	17,2594		
2005-4	33 564 188,0000	17,3290		
2006-1	29 790 242,0000	17,2097		
2006-2	35 205 793,0000	17,3767		
2006-3	34 930 318,0000	17,3689		
2006-4	37 571 444,0000	17,4418		
2007-1	34 099 112,0000	17,3448		
2007-2	39 925 734,0000	17,5025		
2007-3	40 819 540,0000	17,5247		
2007-4	44 266 638,0000	17,6057		
2008-1	41 006 826,0000	17,5292		
2008-2	45 959 184,0000	17,6433		
2008-3	45 754 498,0000	17,6388		
2008-4	49 260 875,0000	17,7126		
2009-1	43 096 207,0000	17,5789		
2009-2	50 418 224,0000	17,7359		
2009-3	52 596 054,0000	17,7782		
2009-4	57 519 808,0000	17,8676		
2010-1	50 988 991,0000	17,7471		
2010-2	59 199 005,0000	17,8964		
2010-3	60 400 239,0000	17,9165		
2010-4	68 667 728,0000	18,0448		
2011-1	60 423 609,0000	17,9169		
2011-2	70 140 642,0000	18,0660		
2011-3	70 089 515,0000	18,0653		
2011-4	76 906 315,0000	18,1581		
2012-1	70 713 846,0000	18,0742		
2012-2	79 365 838,0000	18,1896		
2012-3	79 305 415,0000	18,1888		
2012-4	88 631 894,0000	18,3000		
2013-1	81 255 203,0000	18,2131		
2013-2	93 490 619,0000	18,3534		
2013-3	98 003 162,0000	18,4005		
2013-4	107 627 668,0000	18,4942		
2014-1	100 172 916,0000	18,4224		
2014-2	115 353 448,0000	18,5635		
2014-3	119 483 994,0000	18,5987		
2014-4	132 656 425,0000	18,7033		
2015-1	123 321 659,0000	18,6303	18,6017	119 838 270,2877
2015-2	141 822 322,0000	18,7701	18,7487	138 821 740,2865
2015-3	144 538 745,0000	18,7891	18,7707	141 913 362,7759
2015-4	156 111 263,0000	18,8661	18,8615	155 399 556,7170

Pramen: [Bankovní karty, statistiky], vlastní zpracování

PocTran = časová řada počtu transakcí – původní hodnoty

ln_PocTran = časová řada počtu transakcí – logaritmované hodnoty

ln_PocTran - model sezónnosti = časová řada počtu transakcí extrapolovaná na 2015q1-2015q4 – logaritmované hodnoty

PocTran - model sezónnosti = časová řada počtu transakcí extrapolovaná na 2015q1-2015q4 – odlogaritmované hodnoty

Příloha 31. Počet transakcí: odhad parametrů modelu exponenciálního trendu a modelu sezónnosti

Dependent Variable: LN_POCTRAN
Method: Least Squares
Date: 12/30/18 Time: 20:11
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	17.63420	0.154681	114.0040	0.0000
D2	0.147048	0.218751	0.672214	0.5051
D3	0.091458	0.214145	0.427081	0.6715
D4	0.182240	0.214145	0.851012	0.3996

R-squared	0.019027	Mean dependent var	17.74077
Adjusted R-squared	-0.051042	S.D. dependent var	0.500405
S.E. of regression	0.513017	Akaike info criterion	1.585927
Sum squared resid	11.05384	Schwarz criterion	1.744939
Log likelihood	-32.47631	Hannan-Quinn criter.	1.645493
F-statistic	0.271549	Durbin-Watson stat	0.013995
Prob(F-statistic)	0.845554		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 32. Počet transakcí: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model exponenciálního trendu a čtvrtletní sezónnosti

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.038313	Prob. F(20,21)	0.0074
Obs*R-squared	34.18584	Prob. Chi-Square(20)	0.0249

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/18 Time: 13:58
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007423	0.010409	0.713107	0.4836
T	-0.000126	0.000344	-0.366255	0.7178
D2	-0.007352	0.011130	-0.660558	0.5161
D3	-0.005158	0.011591	-0.445028	0.6609
D4	-0.004467	0.010471	-0.426649	0.6740
RESID(-1)	0.813782	0.219747	3.703266	0.0013
RESID(-2)	-0.231081	0.279672	-0.826259	0.4179
RESID(-3)	0.173444	0.274091	0.632797	0.5337
RESID(-4)	-0.142851	0.283002	-0.504769	0.6190
RESID(-5)	0.267100	0.284378	0.939244	0.3583
RESID(-6)	-0.413168	0.294211	-1.404326	0.1748
RESID(-7)	0.276503	0.309121	0.894480	0.3812
RESID(-8)	-0.319594	0.303525	-1.052943	0.3043
RESID(-9)	0.266073	0.304817	0.872893	0.3926
RESID(-10)	-0.229622	0.313863	-0.731600	0.4725
RESID(-11)	0.303835	0.319693	0.950396	0.3527
RESID(-12)	-0.480049	0.327880	-1.464099	0.1580
RESID(-13)	0.600729	0.326641	1.839114	0.0801
RESID(-14)	-0.487910	0.346922	-1.406395	0.1742
RESID(-15)	0.158741	0.357097	0.444533	0.6612
RESID(-16)	-0.093584	0.349547	-0.267730	0.7915
RESID(-17)	-0.008337	0.361561	-0.023058	0.9818
RESID(-18)	-0.500169	0.370078	-1.351526	0.1909
RESID(-19)	0.317857	0.376603	0.844011	0.4082
RESID(-20)	-0.179862	0.297736	-0.604099	0.5522

R-squared	0.743170	Mean dependent var	-2.04E-15
Adjusted R-squared	0.449651	S.D. dependent var	0.031620
S.E. of regression	0.023457	Akaike info criterion	-4.364423
Sum squared resid	0.011555	Schwarz criterion	-3.370596
Log likelihood	125.3817	Hannan-Quinn criter.	-3.992130
F-statistic	2.531927	Durbin-Watson stat	1.801073
Prob(F-statistic)	0.017553		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 33. Počet transakcí: White test pro model exponenciálního trendu a čtvrtletní sezónnosti

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.692533	Prob. F(8,37)	0.1330
Obs*R-squared	12.32388	Prob. Chi-Square(8)	0.1373
Scaled explained SS	6.969237	Prob. Chi-Square(8)	0.5400

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/18 Time: 14:12
Sample: 2003Q3 2014Q4
Included observations: 46
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001165	0.000797	1.461483	0.1523
T^2	2.48E-06	1.05E-06	2.362864	0.0235
T*D2	-1.29E-05	3.76E-05	-0.342761	0.7337
T*D3	-8.63E-06	3.53E-05	-0.244606	0.8081
T*D4	1.98E-05	3.54E-05	0.560107	0.5788
T	-8.80E-05	5.51E-05	-1.595745	0.1191
D2^2	0.000270	0.001003	0.269316	0.7892
D3^2	0.000537	0.000936	0.573941	0.5695
D4^2	-0.000502	0.000949	-0.529174	0.5998

R-squared	0.267910	Mean dependent var	0.000978
Adjusted R-squared	0.109621	S.D. dependent var	0.001180
S.E. of regression	0.001113	Akaike info criterion	-10.58925
Sum squared resid	4.59E-05	Schwarz criterion	-10.23147
Log likelihood	252.5527	Hannan-Quinn criter.	-10.45522
F-statistic	1.692533	Durbin-Watson stat	1.023012
Prob(F-statistic)	0.133013		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 34. Počet transakcí: odhad parametrů modelu sezónnosti

Dependent Variable: D(LN_POCTRAN)
Method: Least Squares
Date: 12/31/18 Time: 16:02
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.101619	0.006129	-16.58120	0.0000
D2	0.248667	0.008667	28.69079	0.0000
D3	0.123646	0.008667	14.26602	0.0000
D4	0.192402	0.008485	22.67651	0.0000

R-squared	0.957448	Mean dependent var	0.040698
Adjusted R-squared	0.954334	S.D. dependent var	0.095118
S.E. of regression	0.020326	Akaike info criterion	-4.869121
Sum squared resid	0.016939	Schwarz criterion	-4.708529
Log likelihood	113.5552	Hannan-Quinn criter.	-4.809254
F-statistic	307.5080	Durbin-Watson stat	2.061179
Prob(F-statistic)	0.000000		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 35. Počet transakcí: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model sezónnosti

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.602319	Prob. F(20,21)	0.8690
Obs*R-squared	16.40382	Prob. Chi-Square(20)	0.6913

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/31/18 Time: 16:10
Sample: 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003023	0.007723	-0.391462	0.6994
D2	0.004984	0.010921	0.456310	0.6529
D3	-8.55E-05	0.011204	-0.007627	0.9940
D4	0.003189	0.010671	0.298821	0.7680
RESID(-1)	0.011745	0.210090	0.055906	0.9559
RESID(-2)	-0.193096	0.209624	-0.921155	0.3674
RESID(-3)	0.011666	0.206081	0.056606	0.9554
RESID(-4)	0.118794	0.206884	0.574206	0.5719
RESID(-5)	0.090335	0.207913	0.434485	0.6684
RESID(-6)	-0.187375	0.215641	-0.868919	0.3947
RESID(-7)	0.136308	0.219276	0.621626	0.5409
RESID(-8)	-0.140740	0.214088	-0.657393	0.5181
RESID(-9)	0.021921	0.214342	0.102269	0.9195
RESID(-10)	0.034690	0.217176	0.159734	0.8746
RESID(-11)	0.208745	0.221116	0.944050	0.3559
RESID(-12)	-0.363918	0.228361	-1.593606	0.1260
RESID(-13)	0.391889	0.237524	1.649892	0.1138
RESID(-14)	-0.053497	0.247087	-0.216512	0.8307
RESID(-15)	-0.012234	0.245699	-0.049792	0.9608
RESID(-16)	0.194461	0.253874	0.765974	0.4522
RESID(-17)	-0.169050	0.281718	-0.600069	0.5549
RESID(-18)	-0.355881	0.284489	-1.250950	0.2247
RESID(-19)	-0.068973	0.290824	-0.237163	0.8148
RESID(-20)	-0.377822	0.294123	-1.284573	0.2129

R-squared	0.364529	Mean dependent var	1.87E-17
Adjusted R-squared	-0.331462	S.D. dependent var	0.019621
S.E. of regression	0.022641	Akaike info criterion	-4.433622
Sum squared resid	0.010764	Schwarz criterion	-3.470068
Log likelihood	123.7565	Hannan-Quinn criter.	-4.074419
F-statistic	0.523756	Durbin-Watson stat	2.037919
Prob(F-statistic)	0.933070		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 36. Počet transakcí: White test pro model sezónnosti

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.503671	Prob. F(3,41)	0.6819
Obs*R-squared	1.599482	Prob. Chi-Square(3)	0.6595
Scaled explained SS	0.548207	Prob. Chi-Square(3)	0.9082

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/31/18 Time: 16:10
Sample: 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000439	0.000106	4.134568	0.0002
D2^2	-0.000134	0.000150	-0.890185	0.3786
D3^2	6.65E-06	0.000150	0.044306	0.9649
D4^2	-0.000117	0.000147	-0.798290	0.4293

R-squared	0.035544	Mean dependent var	0.000376
Adjusted R-squared	-0.035026	S.D. dependent var	0.000346
S.E. of regression	0.000352	Akaike info criterion	-12.98154
Sum squared resid	5.08E-06	Schwarz criterion	-12.82095
Log likelihood	296.0847	Hannan-Quinn criter.	-12.92167
F-statistic	0.503671	Durbin-Watson stat	1.967106
Prob(F-statistic)	0.681879		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 37. Počet provozoven

Období	PocProv	ln_PocProv	ln_PocProv - SARIMA(100)(110)c	PocProv - SARIMA(100)(110)c
2003-3	47 433,0000	10,7671		
2003-4	48 723,0000	10,7939		
2004-1	50 095,0000	10,8217		
2004-2	51 581,0000	10,8509		
2004-3	49 997,0000	10,8197		
2004-4	51 012,0000	10,8398		
2005-1	52 070,0000	10,8603		
2005-2	52 593,0000	10,8703		
2005-3	52 260,0000	10,8640		
2005-4	54 667,0000	10,9090		
2006-1	52 019,0000	10,8594		
2006-2	51 641,0000	10,8521		
2006-3	51 729,0000	10,8538		
2006-4	53 265,0000	10,8830		
2007-1	52 758,0000	10,8735		
2007-2	52 723,0000	10,8728		
2007-3	48 977,0000	10,7991		
2007-4	54 340,0000	10,9030		
2008-1	55 570,0000	10,9254		
2008-2	55 966,0000	10,9325		
2008-3	56 466,0000	10,9414		
2008-4	58 007,0000	10,9683		
2009-1	57 660,0000	10,9623		
2009-2	58 809,0000	10,9821		
2009-3	60 228,0000	11,0059		
2009-4	62 614,0000	11,0447		
2010-1	62 168,0000	11,0376		
2010-2	63 671,0000	11,0615		
2010-3	63 687,0000	11,0617		
2010-4	65 293,0000	11,0866		
2011-1	65 272,0000	11,0863		
2011-2	67 324,0000	11,1173		
2011-3	68 470,0000	11,1342		
2011-4	69 878,0000	11,1545		
2012-1	70 427,0000	11,1623		
2012-2	70 427,0000	11,1623		
2012-3	73 240,0000	11,2015		
2012-4	73 991,0000	11,2117		
2013-1	76 734,0000	11,2481		
2013-2	75 679,0000	11,2343		
2013-3	80 353,0000	11,2942		
2013-4	83 500,0000	11,3326		
2014-1	84 529,0000	11,3448		
2014-2	86 763,0000	11,3709		
2014-3	89 364,0000	11,4005		
2014-4	91 109,0000	11,4198		
2015-1	95 518,0000	11,4671	11,4307	92 104,2572
2015-2	97 493,0000	11,4875	11,4330	92 318,0569
2015-3	103 724,0000	11,5495	11,4673	95 536,2340
2015-4	107 790,0000	11,5879	11,4884	97 572,5018

Pramen: [Bankovní karty, statistiky], vlastní zpracování

PocProv = časová řada počtu provozoven – původní hodnoty

ln_PocProv = časová řada počtu provozoven – logaritmované hodnoty

ln_PocProv - SARIMA(100)(110)c = časová řada počtu provozoven extrapolovaná na 2015q1-2015q4 – logaritmované hodnoty

PocProv - SARIMA(100)(110)c = časová řada počtu provozoven extrapolovaná na 2015q1-2015q4 – odlogaritmované hodnoty

Příloha 38. Počet provozoven: odhad parametrů modelu ARIMA(0,1,0)c

Dependent Variable: D(LN_POCPROV)
Method: Least Squares
Date: 12/19/18 Time: 20:44
Sample (adjusted): 2003Q4 2014Q4
Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014505	0.004123	3.518025	0.0010

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.014505
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.027659
S.E. of regression	0.027659	Akaike info criterion	-4.315771
Sum squared resid	0.033661	Schwarz criterion	-4.275623
Log likelihood	98.10485	Hannan-Quinn criter.	-4.300804
Durbin-Watson stat	2.594586		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 39. Počet provozoven: Odhad parametrů modelu SARIMA(0,0,0)(0,1,0)c

Dependent Variable: D(LN_POCPROV,0,4)
Method: Least Squares
Date: 12/19/18 Time: 22:30
Sample (adjusted): 2004Q3 2014Q4
Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054822	0.006260	8.757723	0.0000

R-squared	0.000000	Mean dependent var	0.054822
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	0.040568
S.E. of regression	0.040568	Akaike info criterion	-3.548147
Sum squared resid	0.067477	Schwarz criterion	-3.506774
Log likelihood	75.51109	Hannan-Quinn criter.	-3.532982
Durbin-Watson stat	0.649141		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 40. Počet provozoven: odhad parametrů modelu SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c

Dependent Variable: D(LN_POCPROV,0,4)
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
Date: 12/19/18 Time: 23:29
Sample: 2004Q3 2014Q4
Included observations: 42
Convergence achieved after 2 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.056200	0.013912	4.039742	0.0002
AR(1)	0.678386	0.117871	5.755303	0.0000

R-squared	0.452924	Mean dependent var	0.054822
Adjusted R-squared	0.439247	S.D. dependent var	0.040568
S.E. of regression	0.030379	Akaike info criterion	-4.089016
Sum squared resid	0.036915	Schwarz criterion	-4.006269
Log likelihood	87.86933	Hannan-Quinn criter.	-4.058686
F-statistic	33.11600	Durbin-Watson stat	2.151169
Prob(F-statistic)	0.000001		

Inverted AR Roots	.68

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 41. Počet provozoven: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.649334	Prob. F(20,20)	0.8289
Obs*R-squared	16.53499	Prob. Chi-Square(20)	0.6829

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/20/18 Time: 21:52
Sample: 2004Q3 2014Q4
Included observations: 42
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000236	0.000565	-0.417781	0.6806
AR(1)	-0.629618	0.853192	-0.737956	0.4691
RESID(-1)	-21.19088	28.80784	-0.735594	0.4705
RESID(-2)	-14.36898	19.54348	-0.735231	0.4707
RESID(-3)	-9.517972	13.25466	-0.718085	0.4810
RESID(-4)	-7.012975	8.984740	-0.780543	0.4442
RESID(-5)	-4.128169	6.103303	-0.676383	0.5065
RESID(-6)	-2.740626	4.129083	-0.663737	0.5144
RESID(-7)	-2.079583	2.797036	-0.743495	0.4658
RESID(-8)	-1.770477	1.900982	-0.931349	0.3628
RESID(-9)	-0.869027	1.317401	-0.659652	0.5170
RESID(-10)	-0.553509	0.910538	-0.607892	0.5501
RESID(-11)	-0.554355	0.660358	-0.839476	0.4111
RESID(-12)	-0.330210	0.502839	-0.656691	0.5189
RESID(-13)	-0.202706	0.399760	-0.507069	0.6177
RESID(-14)	0.135347	0.351790	0.384737	0.7045
RESID(-15)	-0.361310	0.331142	-1.091103	0.2882
RESID(-16)	0.166999	0.309359	0.539822	0.5953
RESID(-17)	-0.216775	0.278278	-0.778987	0.4451
RESID(-18)	0.227923	0.264354	0.862187	0.3988
RESID(-19)	-0.183414	0.265263	-0.691443	0.4972
RESID(-20)	0.113793	0.267830	0.424872	0.6755

R-squared	0.393690	Mean dependent var	7.99E-05
Adjusted R-squared	-0.242935	S.D. dependent var	0.030006
S.E. of regression	0.033453	Akaike info criterion	-3.651686
Sum squared resid	0.022382	Schwarz criterion	-2.741478
Log likelihood	98.68541	Hannan-Quinn criter.	-3.318059
F-statistic	0.618402	Durbin-Watson stat	2.016705
Prob(F-statistic)	0.858851		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 42. Počet provozoven: ARCH test pro model SARIMA(1,0,0)(0,1,0)c

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.892473	Prob. F(20,1)	0.5243
Obs*R-squared	21.43371	Prob. Chi-Square(20)	0.3720

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/20/18 Time: 22:06
Sample (adjusted): 2009Q3 2014Q4
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002645	0.000954	2.773522	0.2203
RESID^2(-1)	-1.038596	0.311606	-3.333040	0.1856
RESID^2(-2)	-0.472187	0.403661	-1.169759	0.4503
RESID^2(-3)	0.825937	0.450146	1.834820	0.3177
RESID^2(-4)	-0.745134	0.222992	-3.341534	0.1851
RESID^2(-5)	0.301540	0.257651	1.170347	0.4501
RESID^2(-6)	-0.330606	0.250255	-1.321077	0.4125
RESID^2(-7)	0.097617	0.197426	0.494448	0.7077
RESID^2(-8)	0.234465	0.178838	1.311052	0.4148
RESID^2(-9)	-0.311308	0.175553	-1.773298	0.3269
RESID^2(-10)	0.008326	0.156361	0.053245	0.9661
RESID^2(-11)	-0.147774	0.152732	-0.967537	0.5105
RESID^2(-12)	-0.315968	0.148112	-2.133304	0.2791
RESID^2(-13)	0.113575	0.121520	0.934622	0.5215
RESID^2(-14)	-0.082142	0.104593	-0.785355	0.5762
RESID^2(-15)	-0.098148	0.100291	-0.978626	0.5069
RESID^2(-16)	0.072697	0.101251	0.717981	0.6036
RESID^2(-17)	-0.263763	0.092439	-2.853379	0.2146
RESID^2(-18)	-0.178899	0.089917	-1.989602	0.2965
RESID^2(-19)	-0.119660	0.095531	-1.252579	0.4289
RESID^2(-20)	-0.165996	0.094693	-1.752980	0.3300

R-squared	0.974260	Mean dependent var	0.000380
Adjusted R-squared	0.459452	S.D. dependent var	0.000660
S.E. of regression	0.000485	Akaike info criterion	-13.60513
Sum squared resid	2.36E-07	Schwarz criterion	-12.56368
Log likelihood	170.6565	Hannan-Quinn criter.	-13.35980
F-statistic	1.892473	Durbin-Watson stat	2.693608
Prob(F-statistic)	0.524300		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 43. Počet provozoven: odhad modelu parametrů modelu SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

Dependent Variable: D(LN_POCPROV,0,4)
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
Date: 12/20/18 Time: 11:35
Sample: 2004Q3 2014Q4
Included observations: 42
Convergence achieved after 10 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.057184	0.015734	3.634282	0.0008
AR(1)	0.804942	0.103029	7.812781	0.0000
SAR(4)	-0.381551	0.158828	-2.402293	0.0212

R-squared	0.511235	Mean dependent var	0.054822
Adjusted R-squared	0.486170	S.D. dependent var	0.040568
S.E. of regression	0.029080	Akaike info criterion	-4.136017
Sum squared resid	0.032980	Schwarz criterion	-4.011898
Log likelihood	89.85636	Hannan-Quinn criter.	-4.090523
F-statistic	20.39644	Durbin-Watson stat	2.154539
Prob(F-statistic)	0.000001		

Inverted AR Roots	.80	.56+.56i	.56+.56i	-.56+.56i
	-.56-.56i			

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 44. Počet provozoven: Breusch-Godfrey serial correlation LM test pro model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.490940	Prob. F(20,19)	0.9386
Obs*R-squared	14.30956	Prob. Chi-Square(20)	0.8145

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/20/18 Time: 23:08
Sample: 2004Q3 2014Q4
Included observations: 42
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000212	0.000657	0.322391	0.7507
AR(1)	0.294844	0.260249	1.132931	0.2713
SAR(4)	-0.220611	0.197772	-1.115480	0.2786
RESID(-1)	10.46248	9.316470	1.123009	0.2754
RESID(-2)	8.466828	7.499367	1.129006	0.2729
RESID(-3)	6.992826	6.009337	1.163660	0.2590
RESID(-4)	-2.446263	3.761721	-0.650304	0.5233
RESID(-5)	4.719741	3.886458	1.214407	0.2395
RESID(-6)	3.809875	3.102546	1.227983	0.2344
RESID(-7)	2.798327	2.520470	1.110240	0.2807
RESID(-8)	4.953144	4.578995	1.081710	0.2929
RESID(-9)	1.783562	1.667275	1.069747	0.2981
RESID(-10)	1.446280	1.349646	1.071599	0.2973
RESID(-11)	1.110043	1.080089	1.027733	0.3170
RESID(-12)	-0.139519	0.590179	-0.236402	0.8157
RESID(-13)	0.660812	0.676722	0.976489	0.3411
RESID(-14)	0.791232	0.562791	1.405908	0.1759
RESID(-15)	0.299007	0.503181	0.594233	0.5594
RESID(-16)	0.989891	0.777475	1.273213	0.2183
RESID(-17)	0.149836	0.390885	0.383325	0.7057
RESID(-18)	0.450380	0.386842	1.164247	0.2587
RESID(-19)	0.241474	0.327600	0.737099	0.4701
RESID(-20)	0.026733	0.274112	0.097527	0.9233

R-squared	0.340704	Mean dependent var	7.26E-05
Adjusted R-squared	-0.422692	S.D. dependent var	0.028362
S.E. of regression	0.033829	Akaike info criterion	-3.632990
Sum squared resid	0.021744	Schwarz criterion	-2.681409
Log likelihood	99.29279	Hannan-Quinn criter.	-3.284198
F-statistic	0.446301	Durbin-Watson stat	2.017596
Prob(F-statistic)	0.964387		

Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 45. Počet provozoven: ARCH test pro model pro model SARIMA(1,0,0)(1,1,0)c

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.082985	Prob. F(20,1)	0.6519
Obs*R-squared	21.02911	Prob. Chi-Square(20)	0.3954

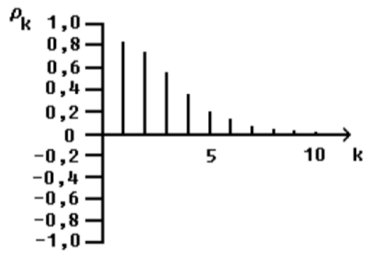
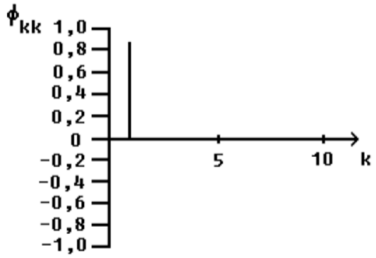
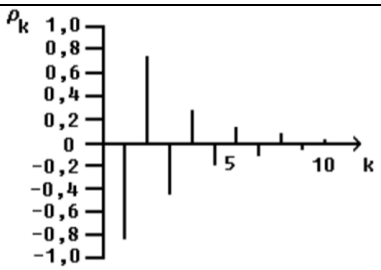
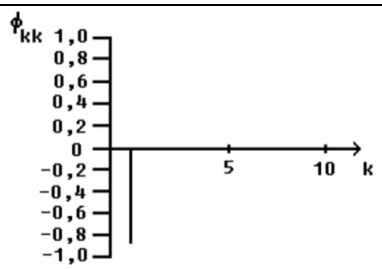
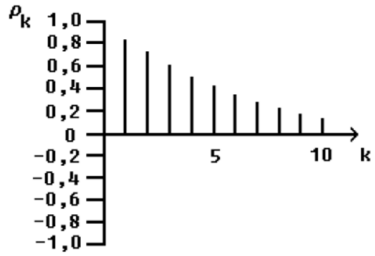
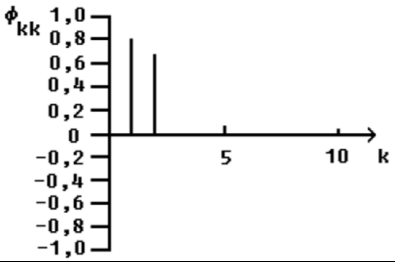
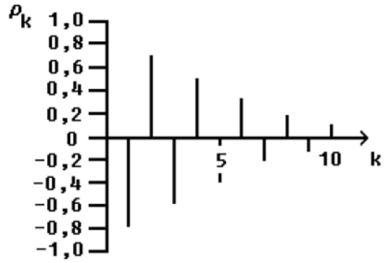
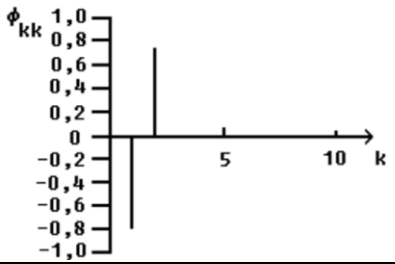
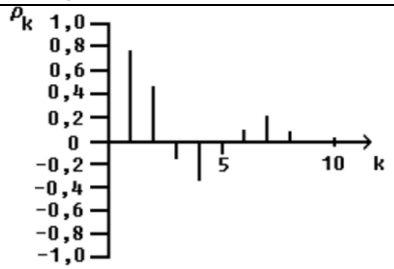
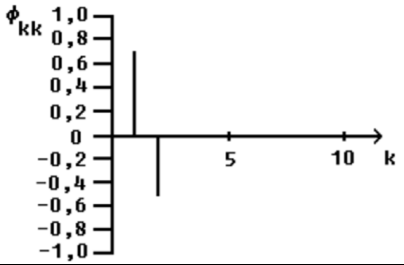
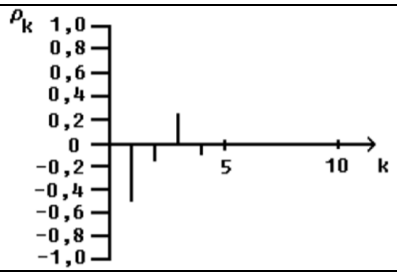
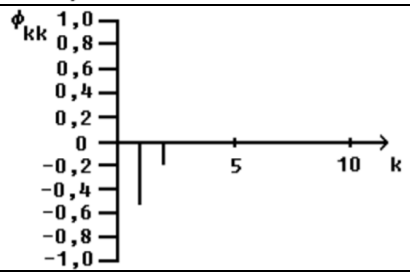
Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/20/18 Time: 23:14
Sample (adjusted): 2009Q3 2014Q4
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000395	0.004942	-0.079885	0.9493
RESID^2(-1)	-0.618869	1.372385	-0.450944	0.7303
RESID^2(-2)	0.170844	1.819390	0.093902	0.9404
RESID^2(-3)	1.072014	1.760958	0.608767	0.6519
RESID^2(-4)	0.115990	1.333050	0.087011	0.9447
RESID^2(-5)	0.717790	1.370659	0.523683	0.6929
RESID^2(-6)	0.032659	1.204724	0.027109	0.9827
RESID^2(-7)	-0.137541	1.200606	-0.114560	0.9274
RESID^2(-8)	0.065910	0.805017	0.081874	0.9480
RESID^2(-9)	-0.236643	0.770193	-0.307252	0.8102
RESID^2(-10)	-0.190521	0.630013	-0.302407	0.8130
RESID^2(-11)	-0.239145	0.552840	-0.432574	0.7401
RESID^2(-12)	0.017138	0.423374	0.040479	0.9742
RESID^2(-13)	-0.109835	0.432351	-0.254040	0.8416
RESID^2(-14)	0.057552	0.607642	0.094714	0.9399
RESID^2(-15)	0.171018	0.537386	0.318241	0.8039
RESID^2(-16)	0.034302	0.540543	0.063459	0.9597
RESID^2(-17)	0.115845	0.397905	0.291136	0.8196
RESID^2(-18)	0.088969	0.308424	0.288462	0.8212
RESID^2(-19)	0.095654	0.294540	0.324756	0.8001
RESID^2(-20)	0.117499	0.120296	0.976749	0.5075

R-squared	0.955869	Mean dependent var	0.000445
Adjusted R-squared	0.073245	S.D. dependent var	0.000615
S.E. of regression	0.000592	Akaike info criterion	-13.20706
Sum squared resid	3.51E-07	Schwarz criterion	-12.16561
Log likelihood	166.2777	Hannan-Quinn criter.	-12.96173
F-statistic	1.082985	Durbin-Watson stat	2.241361
Prob(F-statistic)	0.651935		

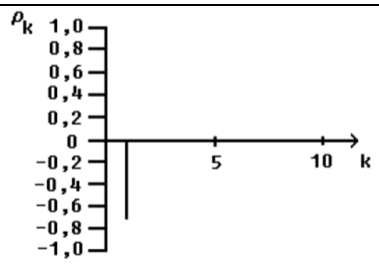
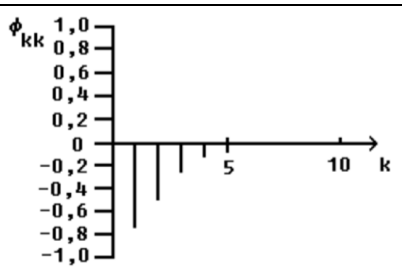
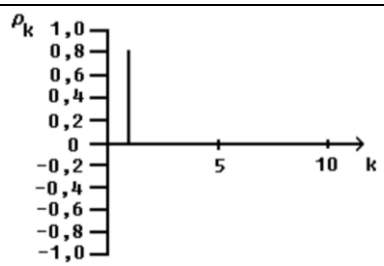
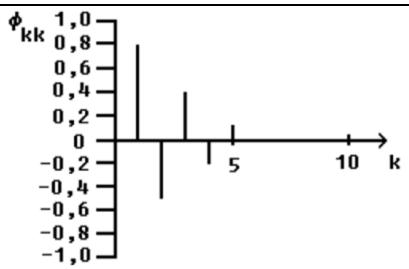
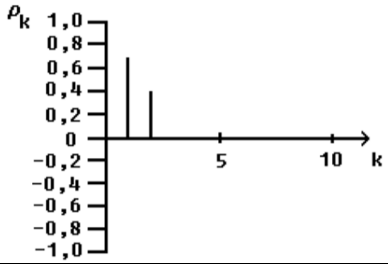
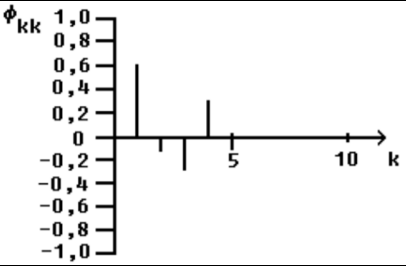
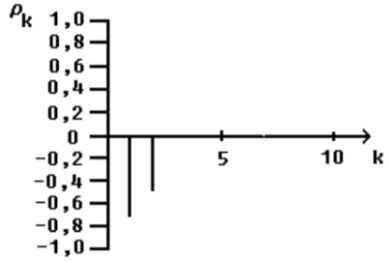
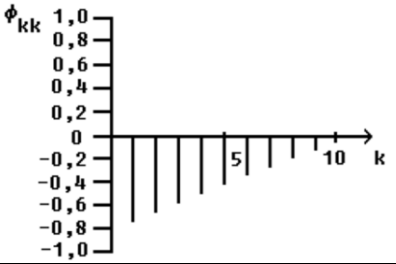
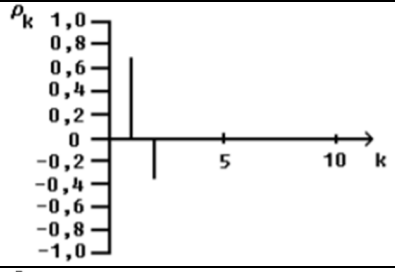
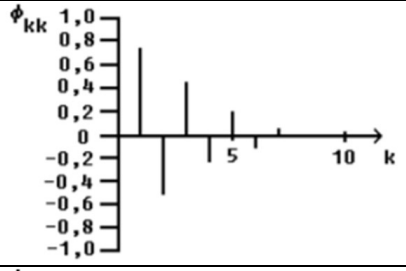
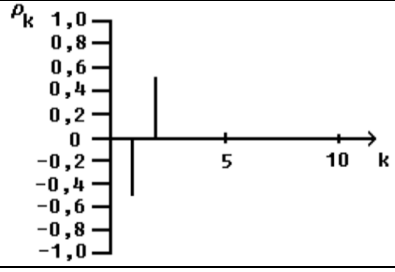
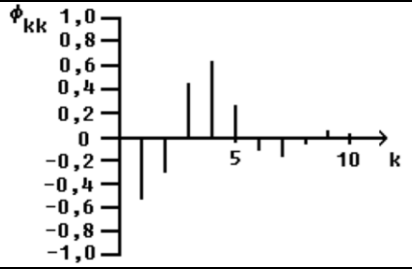
Pramen: [Výstup z programu EViews], vlastní výpočet

Příloha 46. Teoretické tvary korelogramů ACF a PACF procesu AR(1) a AR(2)

Proces	Podmínka	Korelogram ACF	Korelogram PACF
AR(1)	$0 < \Phi_1 < 1$		
AR(1)	$-1 < \Phi_1 < 0$		
AR(2)	$\Phi_1 > 0$ $\Phi_2 > 0$		
AR(2)	$\Phi_1 < 0$ $\Phi_2 > 0$		
AR(2)	$\Phi_1 > 0$ $\Phi_2 < 0$		
AR(2)	$\Phi_1 < 0$ $\Phi_2 < 0$		

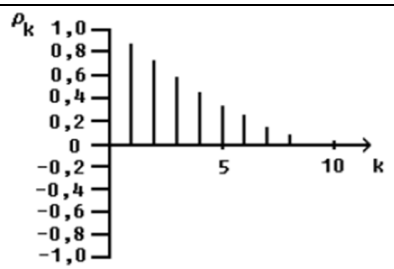
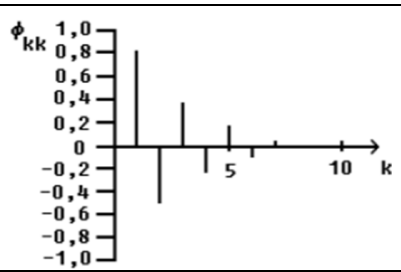
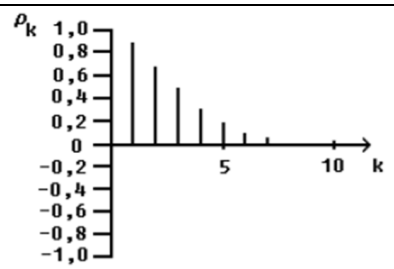
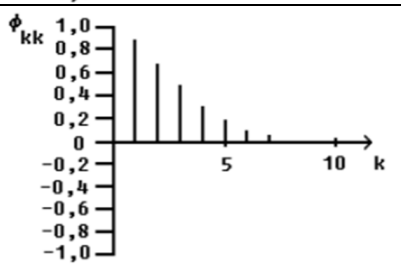
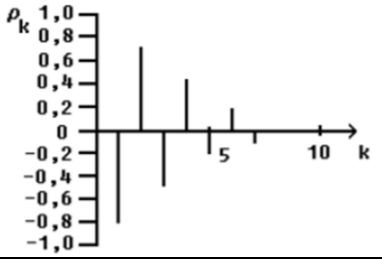
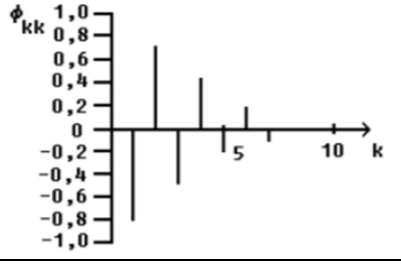
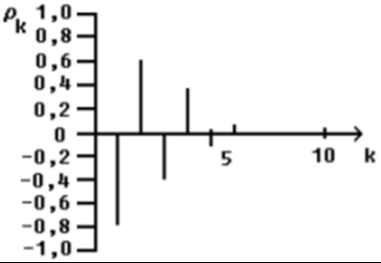
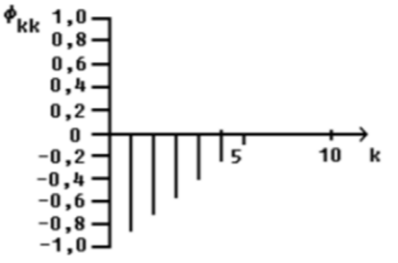
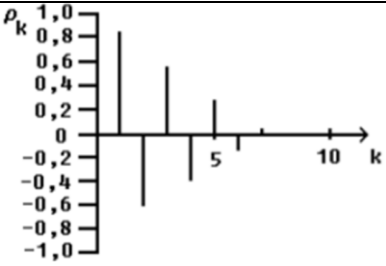
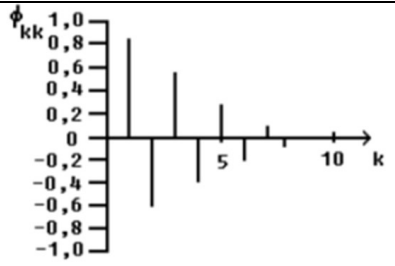
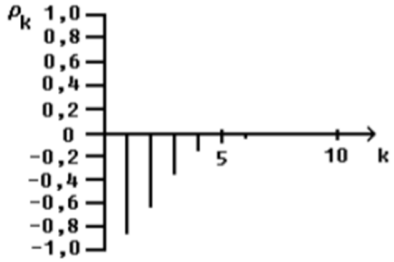
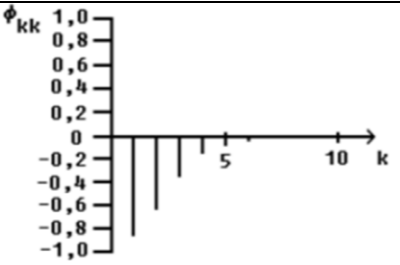
Pramen: [Arlt a kol., 2002, str. 87, 88 a 89]

Příloha 47. Teoretické tvary korelogramů ACF a PACF procesu MA(1) a MA(2)

Proces	Podmínka	Korelogram ACF	Korelogram PACF
MA(1)	$\theta_1 > 0$		
MA(1)	$\theta_1 < 0$		
MA(2)	$\theta_1 > 0$ $\theta_2 > 0$		
MA(2)	$\theta_1 < 0$ $\theta_2 < 0$		
MA(2)	$\theta_1 < 0$ $\theta_2 > 0$		
MA(2)	$\theta_1 > 0$ $\theta_2 < 0$		

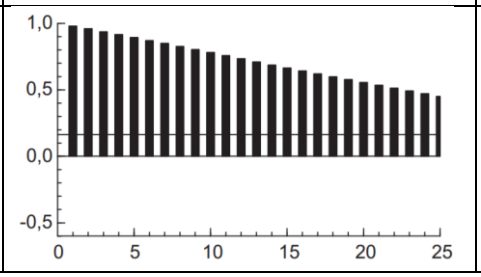
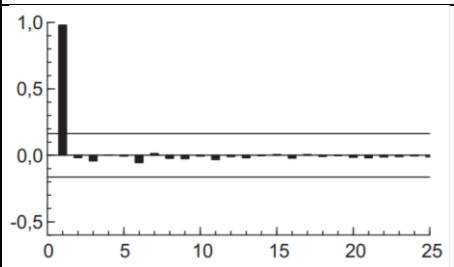
Pramen: [Arlt a kol., 2002, str. 90 a 91]

Příloha 48. Teoretické tvary korelogramů ACF a PACF procesu ARMA(1,1)

Proces	Podmínka	Korelogram ACF	Korelogram PACF
ARMA(1,1)	$\Phi_1 > 0$ $\theta_1 < 0$		
ARMA(1,1)	$\Phi_1 > 0$ $\theta_1 > 0$		
ARMA(1,1)	$\Phi_1 < 0$ $\theta_1 < 0$		
ARMA(1,1)	$\Phi_1 < 0$ $\theta_1 > 0$		
ARMA(1,1)	$(\Phi_1 - \theta_1) > 0$		
ARMA(1,1)	$(\Phi_1 - \theta_1) < 0$		

Pramen: [Arlt a kol., 2002, str. 92, 93 a 94]

Příloha 49. Teoretický tvar korelogramu ACF a PACF procesu náhodné procházky

Proces	Korelogram ACF	Korelogram PACF
Náhodná procházka		

Pramen: [Arlt a Arltová, 2009, str. 39]