

CHARLES UNIVERSITY
FACULTY OF SOCIAL SCIENCES

Institute of Economic Studies



**The Commercial Real Estate Analysis for
CEECs region**

Bachelor's thesis

Author: Thanh Huong Nguyen

Study program: Ekonomická teorie

Supervisor: PhDr. Michal Hlaváček, Ph.D.

Year of defense: 2020

Declaration of Authorship

The author hereby declares that he or she compiled this thesis independently, using only the listed resources and literature, and the thesis has not been used to obtain any other academic title.

The author grants to Charles University permission to reproduce and to distribute copies of this thesis in whole or in part and agrees with the thesis being used for study and scientific purposes.

Prague, July 31, 2020

Thanh Huong Nguyen

Abstract

The real estate market has experienced long-term and sharp growth in real estate prices in recent years. This work examines the development of the commercial office market in CEE countries. An error correction model was created to capture the relationship with property prices and macroeconomic indicators. The estimated model has an effect on both demand and supply factors. This work uses models with fixed effects and an error correction model to analyze the prices of commercial objects.

JEL Classification	C54, C81
Keywords	Commercial Real Estate, CEECs region, determinants of commercial property prices, financial stability, commercial property prices
Title	The Commercial Real Estate Analysis for CEECs region
Author's e-mail	thanh.huong@email.cz
Supervisor's e-mail	hlavacem@seznam.cz

Abstrakt

Nemovitostní trh zažil v posledních letech dlouhodobý a prudký růst v cenách nemovitosti. Tato práce zkoumá vývoj komerčního trhu s kancelářskými prostory v CEE zemích. Vytvořil se model korekce chyb k zachycení vztahu s cenou nemovitosti a makroekonomickými ukazateli. Odhadnutý model vykazuje vliv na poptávkové i na nabídkové faktory. Tato práce používá modely s fixními vlivy a model korekce chyb k analýze cen komerčních objektů.

Klasifikace JEL	C54, C81
Klíčová slova	Komerční nemovitosti, CEE regiony, determinanty cen komerčních nemovitostí, finanční stabilita, ceny komerčních nemovitostí
Název práce	Analýza komerčních nemovitostí CEE regionů
E-mail autora	thanh.huong@email.cz
E-mail vedoucího práce	hlavacem@seznam.cz

Acknowledgments

The author is grateful to PhDr. Michal Hlaváček, Ph.D. for his guidance throughout the thesis. The author would also like to express her gratitude towards Bc. Luu Danh Tiep, who helped her with difficulties with R programming during the modeling work. The author would also love to thank his family and his friends for the support throughout the years until this very moment.

Typeset in FSV L^AT_EX template with great thanks to prof. Zuzana Havrankova and prof. Tomas Havranek of Institute of Economic Studies, Faculty of Social Sciences, Charles University.

Bibliographic Record

Nguyen, Thanh Huong: *The Commercial Real Estate Analysis for CEECs region*. Bachelor's thesis. Charles University, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies, Prague. 2020, pages 59. Advisor: PhDr. Michal Hlaváček, Ph.D.

Contents

List of Tables	vii
List of Figures	viii
Acronyms	ix
Thesis Proposal	x
1 Introduction	1
1.1 Úvod	1
2 Literature review	3
3 Obecný přehled	6
3.1 Nemovitostní trh	6
3.2 Typy komerčních nemovitostí	7
3.3 Provázanost komerčního trhu	9
3.4 Vývoj realitního trhu v CEE v posledních letech	9
4 Popis dat	11
4.1 Faktory komerčního trhu	11
4.2 Cenová hladina komerčních nemovitostí	13
4.3 Makroekonomické faktory	15
5 Metodologie	18
5.1 Časové řady	18
5.2 Panelová data	18
5.3 Modely s fixními a náhodnými efekty	19
5.4 Stacionární a zdánlivá regrese	20
5.4.1 Testy na stacionaritu v časových řadách	21
5.5 Testy jednotkových kořenů panelových dat	22

5.6	Kointegrace	24
5.6.1	ECM	26
6	Analýza dat a interpretace výsledku	29
6.1	Metoda nejmenších čtverců (Pooled OLS)	29
6.2	Analýza modelu s fixními efekty	30
6.3	Analýza modelu korekce chyb	33
7	Závěr	36
8	Appendix	38
	Bibliography	46

List of Tables

6.1	31
6.2	Fixní efekty + RO	32
6.3	Long run: DOLS	34
6.4	Short run	35
8.1	Pooled OLS	38
8.2	Pooled OLS + RO	39
8.3	Yearly analysis: Pooled OLS	40
8.4	Model s fixními efekty	41
8.5	Cointegration testing	42
8.6	Unit root/Stationarity testing	43

List of Figures

4.1	Zdroj: JLL, výpočty autorů	14
4.2	Zdroj: OECD	17

Acronyms

JLL	Error correction mode
ARTN	Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí
CBRE	
ECM	Error correction model
HDP	hrubý domácí produkt
FE	model fixních efektů
RE	model náhodných efektů
POIS	metoda nejmenších čtverců
PDOLS	panelový dynamický OLS estimátor
OLS	Ordinary Least Squares - metoda nejmenších čtverců
ECT	error cecrection term - korekční člen
HAC	Heteroskedasticity and Autocorrelation Corrected
ADF	Augmented Dickey-Fuller
LLC	Levin-Lin-Chu
PP	Phillips-Perron
CPI	index spotřebitelských cen
CEE	střední a východní Evropa
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
CLI	Composite leading indicator
CCI	Consumer confidence indicator
BCI	Business confidence indicator

Bachelor's Thesis Proposal

Author	Thanh Huong Nguyen
Supervisor	PhDr. Michal Hlaváček, Ph.D.
Proposed topic	The Commercial Real Estate Analysis for CEECs region

Motivation We can notice that demand of commercial property is rapidly raised, especially in Prague. Some buildings were sold at a very high price. Is means that our economy is going to increase or is going to reach a peak? Or it is called a bubble which indicates a crisis after that? Can the behavior of the commercial property price indicate a crisis or the period of the economic cycle?

Commercial properties are important segment of financial stability. However, unlike residential properties, there are few studies covering advanced economies and practically no studies covering the CEE region, with an exception being periodical descriptive analyses issued by specialized firms. On the other hand, residential properties have several empirical studies and theoretical models explaining the interaction between prices and procyclical lending etc.

One of the few works done by Davis and Zhu (2004) is inspecting the relation between commercial property prices and bank lending by formulating theoretical model of commercial property cycles with fixed supply of commercial property in the short run while in the long run, the supply is increased by new commercial properties funded by collateralized bank loans. Furthermore, the cycles in commercial property prices that have an influence on the credit financing of the new construction also depends on exogenous business cycle shocks and characteristics of the real estate market. Using sample of 17 developed countries and identifying the interaction between commercial property prices, credit and GDP utilizing panel error-correction model and Grangar causality tests, the results indicated strong interaction for countries hit by the banking crisis in 1985-1995.

Another work done by Gyourko (2019) identify the relationship between residential and commercial property prices for which common demand drivers can be expected. Based on the data from 32 metropolitan areas of the USA, the results conclude that the cycles have commonalities.

So far there is not much research on CEE region, hence the aim of this thesis is to interpret the behavior of commercial real estate prices in five CEE countries and to compare their main factors with Germany as the Western European country. This work will describe mainly the office sector of real commercial real estate since it is the largest and most comparable across countries.

Methodology The data used in this study are in the form of quarterly time series from the period 2002 to 2019 for five countries (the Czech Republic, Hungary, Poland, Romania, and Slovakia). According to the literature review, this work focuses mainly on four variables, namely real commercial prices, GDP, interest rate and inflation. Data for commercial property prices deflated by CPI mostly come from country statistical offices. Otherwise, we will calculate it based on the formula. To use the formula, we need variables such as prime yields, vacancy rate and prime rents which are collected from global real estate agency Jones Lang LaSalle and Knight Frank. Data for GDP, interest rate and inflation we get from statistical offices. Using all these data, this work will determine an error correction model on panel data. Furthermore, this work will try to find and test the significance of other variables that are pointed out from Financial reports from CNB, ECB, and ESRB.

Expected Contribution This thesis conducts an econometric analysis of the determinants of commercial property prices. As is said, commercial property prices play an important role in economic policy. It can be used as a variable in making monetary policy decisions or as an indicator of problems that banks and lending institutions may be facing. For instance, the model allows us to analyse the value of commercial property if it is overvalued or vice versa. In other words, to identify the bubble in this area. In the past, it has shown that the commercial property markets also have a significant impact on financial crises, as stated in the Financial Report ESRB 2018. Therefore, this thesis will contribute to indicators of financial stability.

Outline

1. Introduction:
2. Characteristics of the real estate market
3. Literature review: a deeper review of past works done on the Commercial Real Estate Analysis for CEECs region
4. Model building: theory needed to understand and builds the time series models
5. Modelling work and results: how did we decide on the particular model and what does it imply

6. Discussion – Limitation, evaluation, further research
7. Conclusion
8. References

Core bibliography

1. ECB (2008). Commercial Property Markets: Financial Stability Risks, Recent Developments and EU Banks' Exposures. European Central Bank. ISBN 978-72-899-0368-4.
2. ECB (2011). Indicators for Detecting Possible Value Misalignment in Commercial Property Markets.
3. European Central Bank. Financial Stability Review, Box 6, pp. 44–46.
4. ESRB(2018). Report on vulnerabilities in the EU commercial real estate. European Systemic Risk Board. Report, pp. 2-151
5. Davis, E. P., Zhu, H. (2009). Commercial property prices and bank performance. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(4), 1341–1359. DOI: 10.1016/j.qref.2009.06.001.
7. Gyourko, J. (2009). Understanding Commercial Real Estate: Just How Different from Housing is it? NBER. Working Paper No. 14708.
8. ESRB (2015): Report on Commercial Real Estate and Financial Stability in the EU.
9. ESRB (2018): Report on Vulnerabilities in the EU commercial real estate sector.
10. HLAVÁČEK, M., NOVOTNÝ, O. and RUSNÁK, M. (2014): Office Property in Central European Countries, Financial Stability Report 2013/2014, Czech National Bank, pp. 148–155.
11. HLAVÁČEK, M., NOVOTNÝ, O., RUSNÁK, M. (2016): Analýza cen komerčních nemovitostí v zemích střední Evropy, *Politická ekonomie* Vol. 64 No. 1, pp. 3-18
12. LIESER, K., GROH A. P. (2011): The Determinants of International Commercial Real Estate Investments, IESE Working Paper WP-935

13. LAURIN, PHD, Frederic, Thea GOGINASHVILI, MA a John-John D'ARGENSIO, M.SC (2010). The Real Estate Conundrum in the CEE Office Markets: Thinking Too Big? Final Report 2010. CERGE-EI, pp. 2-35
14. Jones Lang LaSalle (2013). Office Market Pulse. Jones Lang LaSalle. Available from: http://www.joneslanglasalle.eu/EMEA/EN-GB/Pages/cee_research.aspx

Author

Supervisor

Chapter 1

Introduction

1.1 Úvod

Nemovitostní trh v posledních letech dosáhl nejvyššího vrcholu od roku 2008. CEE upoutalo mnoho zahraničních investorů. V roce 2017 investovalo do zemí CEE téměř 13 miliard eur podle JLL.

Zároveň roste zájem o empirické studie, které popisují komerční trh. Např. nebankovní finanční instituce, které poskytují úvěry malým a středním podnikům, používají přehled nemovitostního trhu jako jeden z nástrojů k indikaci selhání poskytnutého úvěru. Tyto reporty vydávají společnosti jako jsou JLL, Colliners, Cushman & Wakefield a CBRE. Mimo jiné se tím zabývá i ČNB v rámci výroční zprávy o finanční stabilitě.

Z hlediska dostupnosti dat lze konstatovat, že je mnohem méně analýz na komerční nemovitosti než na rezidenční. Např. realitní agentury obvykle poskytují ceny komerčních nemovitostí na požádání, či je dokonce poskytují jenom svým klientům. Kromě toho mají komerční nemovitosti specifitější vlastnosti, které se popíšu v následujícím oddílu.

Jelikož komerční nemovitostní trh nedávno prudce vzrostl, upoutal na sebe tak větší pozornost. Více agentur a firem si dělá vlastní průzkumy. Například nebankovní finanční instituce, které poskytují úvěry malým a středním společnostem, používají přehled komerčního nemovitostního trhu jako jeden z nástrojů k indikaci selhání poskytnutého úvěru.

Tato práce se zaměří hlavně na trh kancelářských prostorů. Studií na toto téma je poměrně málo. Většinou se jedná obecně o nemovitostní trh a s odlišnou problematikou. Jeden z důvodů, proč se v minulosti touto tematikou nezabývali, je to, že informace o komerčních nemovitostech nebyly transparentní

a věrohodné. Podle reportů od společnosti JLL, Česká republika a Polsko zlepšilo svůj tzv. Transparency Index ze semi-transparentní na transparentní v roce 2006 a 2008. Ostatní země, které se v této práci analyzují, spadají do kategorie semi-transparentní. To obvykle znamená, že historická data jsou často nedostupná, nebo se hůře hledají.

Cílem práce je zjistit, zda mají ceny nemovitostí významný dopad na finanční stabilitu. Zjištění těchto skutečností může přinést efektivnější makroekonomickou politiku. Díky těmto zjištěním se mohou upravit nějaké restriktce v ČNB, např. Stress testing. Tato práce může také sloužit jako průvodce či nástroj, jak vytvořit budoucí výhled či přehled realitního trhu na základě později zmíněných determinantů pro finanční instituce.

V této práci se nejdříve budeme věnovat literatuře. V další kapitole se obecně popíše nemovitostní trh a trh jednotlivých zemí. Ve třetí kapitole následuje popis ukazatelů komerčních nemovitostí a makroekonomických faktorů. V předposlední kapitole se věnujeme metodologii a v poslední části budeme interpretovat své namodelované výsledky.

Chapter 2

Literature review

Poměrně velká část studií týkajících se komerčních nemovitostí jsou zahraniční publikace. Počet analýz na českém trhu je dodnes v malém měřítku. Příčinami jsou např. krátké časové řady, kvalita dat a obecně nedostatek dat k testování, což zamezuje empirické činnosti. V České republice se touto tematikou dlouhodobě zabývají český spolek ARTN a specializované mezinárodní firmy a instituce, jako jsou JLL, Colliners, Cushman & Wakefield a CBRE. V ostatních zemích, kromě vyjmenovaných společností, působí v této oblasti Knight Frank a regionální společnosti. Publikují reporty, kde shrnou své analýzy trhu za poslední sledované období a často uvádějí informace o aktuální obsazenosti, nejvyšším dosahovaném nájemném, výnosu a objemu pronajatých prostor. Tyto přehledy jsou sice veřejně dostupné, ale není snadné je získat. Často jsou dostupné pouze v konkrétním časovém období. Zpětně jsou jenom na vyžádání, anebo je poskytují jen pro svoji klientelu. Kromě těchto společností se nemovitostním trhem zabývá od roku 2004 i ČNB. Každoročně ve své výroční zprávě o finanční stabilitě vydává přehled nemovitostního trhu v zemích střední a východní Evropy (CEE).

Mezi prvními studii zabývajícími se cenami komerčních nemovitostí je Práce, jejímž autorem jsou (2004) Davis & Zhu (2004). Ti zkoumali vazbu mezi vývojem cen komerčních nemovitostí a bankovního úvěrování. Zavádějí teoretický model cyklů na trhu komerčních nemovitostí, ve kterém je jejich nabídka v krátkém období fixovaná. V dlouhodobém období se nabídka zvyšuje pomocí nových staveb, které jsou z velké části zajištěny bankovními úvěry. Cykly v cenách komerčních nemovitostí, které ovlivňují úvěrování nové výstavby, pak závisejí jednak na exogenních hospodářských cyklech, jednak na charakteristikách trhu nemovitostí, které mohou tento cyklus zesilovat. Davis &

Zhu (2004) provádějí rovněž empirickou analýzu na vzorku 17 rozvinutých ekonomik, pro které zjišťují na základě panelového modelu korekce chyb (error-correction model) a pomocí testů Grangerovy kauzality pak vazbu mezi cenami komerčních nemovitostí, úvěrováním a HDP.

Davis & Zhu (2009) pak v návaznosti na svůj předchozí článek studují na základě mikroekonomických dat, jak vývoj cen komerčních nemovitostí ovlivňuje rozhodování jednotlivých bank o jejich úvěrování a zprostředkovaně jejich ziskovost a kvalitu úvěrového portfolia. Zjištěná vazba cen komerčních nemovitostí na bankovní charakteristiky je přitom poměrně silná.

Gyourko (2009) uvádí ve své práci vztah mezi cenami rezidenčních a komerčních nemovitostí, u nichž lze očekávat společné znaky poptávky. Na základě údajů z 32 metropolitních oblastí USA dochází k závěru, že jejich cykly mají podobné rysy pouze v krátkém období. Z dlouhodobého hlediska jsou pak odlišné na základě charakteristiky daného sektoru.

Goetzmann *et al.* (1999) provedli průzkum, který prokazuje závislost návratnosti majetku na globálním i místním růstu HDP. Globální HDP může velmi dobře vysvětlit změny ve výnosech z vlastnictví, ale většinou změny HDP, specifické pro jednotlivé země, vysvětlují více variací. Autoři tvrdí, že poptávka po nemovitostech reaguje na aktuální změny v globální ekonomice. To znamená, že volatilitu portfolia lze snížit přeshraničními investicemi do nemovitostí. Z toho můžeme snadno usoudit, že výnosy z majetku po celém světě jsou více či méně korelované. Quan & Titman (1999) navíc přidali a potvrdili vztah k výnosům akcií. Na základě těchto studií se bude uvažovat o vývoj růstu HDP a výnosech z akcií.

Laurin *et al.* (2010) zkoumají vývoj rizik kancelářských trhů a cen nemovitostí ve městech střední a východní Evropy (CEE). Vytvořili metodiku, která posuzuje, zda byly trhy s kancelářskými nemovitostmi ve městech střední a východní Evropy nadhodnoceny či podhodnoceny, přičemž jako měřítko se použil historický vývoj nemovitostního trhu měst západní Evropy. Na základě jejich metodiky odhadují předpokládanou cenu nemovitostí a míru kapitalizace pro každé město v CEE s ohledem na jejich individuální reálný ekonomický stav. Výsledky ukazují, že ocenění investorů se ve skutečnosti příliš neliší od předpokládané hodnoty založené pouze na nemovitostech a ekonomických základech. Zjistili také, že makroekonomické ukazatele mají silnější vliv na ceny nemovitostí ve střední a východní Evropě než v západoevropských městech.

Iacoviello (2002) testoval makroekonomické faktory, které mohou být příčinou volatility cen nemovitostí pomocí VAR modelu. Kromě inflace, úrokové

míry a peněžní zásoby zkoumal také efekty nabídkových, poptávkových, monetárních a dalších šoků. V závěru dochází k tomu, že monetární restrikce má negativní vliv na reálné ceny nemovitostí. Nabídkové šoky v krátkém období významně pomáhají vysvětlit fluktuaci cen.

Hlaváček *et al.* (2016) zhodnotili, že komerční trh s nemovitostmi ve střední a východní Evropě je ve srovnání s ostatními evropskými členskými státy relativně nedostatečně rozvinutý. Potenciální determinanty testovali pomocí modelu korekce chyb. V článku poté prokázali, že hlavními určujícími činiteli cen kancelářských nemovitostí jsou HDP, index spotřebitelských cen, celková zásoba kancelářských prostor a podíl úvěru na HDP.

Chapter 3

Obecný přehled

3.1 Nemovitostní trh

Komerční nemovitosti hrají nepostradatelnou roli v každé ekonomice. Ve srovnání s jinými finančními nástroji a ekonomickými ukazateli jsou pohyby na realitním trhu považovány za volatilnější dle Brooks & Tsolacos (2010). Důležitost nemovitostí je do značné míry dána svými specifickými vlastnostmi. Následující charakteristiky jsou sepsány na základě publikací Miles (1994), Lux *et al.* (2010) DiPasquale & Wheaton (1996).

Heterogenita. Neexistují dvě stejné budovy. Mohou mít stejnou velikost, konstrukci či stáří, ale nebudou doslova identické. Vždy se alespoň liší místem. Tato skutečnost se odráží v ceně nemovitostí, kdy cena obvykle závisí na lokaci. Teoreticky není možné, aby dvě budovy nesly stejnou hodnotu. Proto je ocenění nemovitostí velice obtížné a na trhu vzniká asymetrie informací. Je velice obtížné mít dokonalý přehled o situaci na trhu. Při koupi je proto nutné znát nejen cenu, ale i charakteristiky zvažovaných nemovitostí a jejich hodnotu (např. přidruženého pozemku), která se může lišit napříč lokalitami a regiony. Existují specialisté jako např. znalci, realitní agenti a další, kteří mohou snižovat informační asymetrii, avšak za vysoké transakční náklady, což je další vlastnost tohoto trhu.

Vysoké transakční náklady. Největší náklad samozřejmě představuje samotná budova. Další náklady jsou již zmiňované služby spojené s nemovitostmi. Jedním z významných nákladů je daň z nemovitostí, což představuje 4% z celkové hodnoty budovy.

Nízký počet transakcí. Zmiňovaná asymetrie informací je problémem spojeným s téměř všemi trhy. Nedostatek úplných informací může vést k

zneužití jedné obchodní strany nebo k nepříznivému výběru. Specifičnost trhu s nemovitostmi spočívá v mimořádně vysokých částkách transakcí, které způsobují, že investoři nekupují ani neprodávají tak často, což vede k nízkým počtům transakcí.

Dlouhá životnost. Nemovitosti se oproti běžným statkům znehodnocují pomaleji a i přes zajištění nutných oprav se cena se může v čase dokonce zvýšit díky atraktivnosti dané lokality. Z toho lze konstatovat, že představují smysluplný druh investice.

Dvojitý trh Každá nemovitost nese dvě odlišné perspektivy. Může se chovat jako druh investice, anebo jako spotřebitelský statek. Jedná se o dva propojené trhy, které se vzájemně doplňují dle DiPasquale & Wheaton (1996). V případě pronajímání nemovitosti (např. bydlení) se dotyčná osoba stává spotřebitelem. A pokud si danou nemovitost koupí, může se stát také investorem.

Neelastická nabídka. Kvůli vysokým nákladům na výstavbu a délce samotné výstavby reaguje nabídka na změnu cen a poptávky s výrazným zpožděním. Výsledkem pak mohou být stále se zvyšující ceny při převažující poptávce, nebo naopak prázdné dokončené budovy, pokud zájem o obsazení opadne. Tato neelastičnost způsobuje neefektivitu trhu.

Kolaterál. Nemovitosti obvykle nesou vysokou hodnotu, a proto mohou být použity jako zajištění pro hypotéky. Banka pak vnímá úvěr jako méně rizikový a je ochotna nabídnout větší objem peněz a s výhodnějším úrokem.

Externalita. „Externalita je vnější efekt; výsledek ekonomické aktivity, který si v případě užitku nemůže jeho původce zcela přivlastnit, nebo který v případě nákladů nelze od původce vymoci. Je to nezamýšlený náklad nebo přínos jiným subjektům než původci. Externalita je nezamýšleným nákladem nebo přínosem jiným subjektům (Lux *et al.* 2010). Externalita může mít negativní i pozitivní dopad. Je velice pravděpodobné, že v případě stavby nemovitostí blízko nákupního centra se stavba časem zhodnotí.

Zmíněné charakteristiky mohou mít negativní dopad na efektivitu daného trhu, a to jak na straně poptávky, tak i na straně nabídky. Rovnováha trhu je proto spíše ideálem než realitou.

3.2 Typy komerčních nemovitostí

Komerční nemovitosti se rozdělují podle využití do 4 základních typů, a to na kancelářské prostory, maloobchody, výrobní a skladové prostory a hotely. Předmětem této analýzy jsou pouze kancelářské prostory, neboť v ostatních

odvětvích nejsou dostatečná data na regionální úrovni pro všechny vybrané země. Kancelářské prostory jsou k tomu jediné odvětví, které je možné srovnat na mezinárodní úrovni. Níže se pouze popíší obecné charakteristiky jednotlivých segmentů.

Kancelářské prostory

Kancelářské prostory se dále dělí do tří základních kategorií. První skupinu představují tzv. prvotřídní budovy, značeny jako třída A. Jsou to nejvyhledávanější a nejkvalitnější kancelářské prostory, často v lukrativní lokalitě. Tyto budovy mají např. centrální recepci s 24hodinovým přístupem a parkovacím místem (podzemní či povrchové). Jedná se ve většině případů o novostavby s řadou technických specifikací. Tyto nemovitosti obývají obvykle mezinárodní společnosti, banky, advokátní kanceláře či investiční společnosti. Cena nájmu se pohybuje výše, než je v dané lokalitě obvyklé, často je stanovena v eurech. Z důvodu nedostatku dat v jiných sektorech a kategoriích se v této práci budou analyzovat kancelářské prostory třídy A.

Následuje třída B, která již svým názvem značí, že se jedná o nižší úroveň. Jsou podobné jako předchozí kategorie, ale kladou se tu mírnější nároky na technické vybavení budovy. V minulosti často patřily do třídy A.

Třída C zahrnuje budovy s omezenou možností úprav, které byly již několikrát pronajaty, bez centrální recepce či ostražky a s omezenými možnostmi parkování. Obvykle se jedná o budovy staré cca 15 až 25 let. Do této třídy často přiřazujeme kanceláře v obytných prostorech.

Typickým investorem do těchto nemovitostí jsou často firmy s dostatečnými kapitálovými zdroji na počáteční investici. Jedná se například o pojišťovny, banky, investiční fondy a jiné finanční instituce.

Maloobchodní prostory

Trh maloobchodních prostor zahrnuje širokou škálu nemovitostí. Do tohoto segmentu patří nejenom pouliční obchody, ale i rozlehlá nákupní centra. Důležitým ukazatelem hodnoty nemovitosti je kromě polohy kupní síla obyvatelstva v dané lokalitě. Nákupní centra mají charakter investice s relativně vysokými náklady na management a nízkou likviditou. Pro investory na trhu maloobchodních prostor platí podobné vlastnosti jako pro investory na trhu kancelářských prostor.

Průmyslové a logistické areály

Na rozdíl od kancelářských prostor se tyto areály nachází na vnějších okruzích měst, aby byla umožněna snazší dopravní obslužnost. Obvykle se jedná o přizemní haly s vysokými stropy a v blízkosti bývají přilehlé administrativní bu-

dovy. Výstavba průmyslových a skladových prostor je v porovnání s jinými typy nemovitostí relativně nenákladná, avšak zpravidla také neposkytují výrazný kapitálový výnos. Prostory, které nejsou schopny se přizpůsobit novým technickým standardům, se mohou snadno stát nevyhovujícími a mohou se rychleji znehodnocovat než ostatní typy nemovitostí.

3.3 Provázanost komerčního trhu

Komerční trh je tvořen ze čtyř vzájemně provázaných trhů. Sestává se z uživatelského, finančního, developerského trhu a trhu s pozemky dle Ball *et al.* (1998). Kancelářské prostory mají v každém trhu odlišnou roli.

Zásoby kancelářských ploch existující na uživatelském trhu se používají pro činnost uživatelů nebo zůstávají neobsazené (po určitou dobu). Uživatelé si pronajímají kancelářské prostory. V případě majitelů nemovitostí (majitel a nájemce je stejná osoba) mluvíme o implicitním nájemném. Kanceláře vyžadují údržbu, jelikož podléhají opotřebení a jsou technologicky zastaralé.

Plochy kanceláří jsou značeny také jako soubor aktiv. Jako každé jiné finanční majetek lze vlastnictví nemovitostí popsat z hlediska rizika a návratnosti a následně porovnat s ostatními (finančními) aktivy. Na finančním trhu se vyhodnocuje příležitostné náklady investovaného kapitálu do zásob kancelářských prostorů.

Developerský trh se zvažuje, když se zvyšuje poptávka po kancelářských fondech. Pokud stávající kancelářská budova nevyhovuje této poptávce, musí být provedena nová výstavba. Na developerském trhu investoři investují do staveb nových kancelářských budov.

Uživatelský a developerský trh se propojují s trhem s pozemky. Země je vzácným faktorem a její omezená dostupnost ovlivňuje její cenu. Rozvojové projekty nekonkurují pouze mezi novými potenciálními projekty, ale také mezi stávajícími nemovitostmi.

3.4 Vývoj realitního trhu v CEE v posledních letech

Česko

V Praze vzrostly v praze kancelářské prostory o 204 700 m², o 46% více než rok dříve a nejvíce od roku 2008. Poptávka byla silná nejen ze strany domácích ale také i ze zahraničních investorů. V roce 2019 dosáhl objem investic 3,1 mil-

liar eur, z toho nejobchodovanějším sektorem byly právě kancelářské prostory. Kancelářský sektor je tedy nejoblíbenější investicí. Podíl 40% trhu drželi Čeští investoři, 21% investoři z Jižní koreje a 8% z Německa. Důsledkem rostoucího nájemného a silné poptávky investorů se hodnota kapitalů zhodnotila kladně.

Polsko

Polsko získalo mnoho zahraničních investic do komerčních nemovitostí. Přes 1,5 miliardy eur, tedy 59% všech realitních investic ve střední Evropě v roce 2016 bylo zainvestováno právě do Polska. Dominantní pozici v komerčním trhu nemovitostí v CEE si Polsko drží již několik let.

Maďarsko

Maďarsko získalo vysoké investice v roce 2018, když pouhé čtyři transakce v první polovině tohoto roku znamenalo největší objem investice od roku 2007. Tyto čtyři transakce tvořili také pouze 60% celkového objemu za rok 2018. V roce 2019 patřilo 45% trhu kancelářím, následované maloobchodem 41%, hotelovým sektorem 6% a nakonec logistickým/industriálním sektorem a nemovitostmi pro účely přestavby (4% pro každý sektor)

Slovensko

Celková hodnota investic do nemovitostí na Slovensku v roce 2018 bylo 820 milionů eur, z toho investice do maloobchodních prostorů tvořilo 340 milionů eur a kanceláře 265 milionů eur. Díky tomu dosáhlo slovensko na historicky nejlepší výsledek při srovnání se čtyřletém průměrem. Pozitivní makroekonomické a tržní podmínky lákají více investorů na slovenský trh.

Rumunsko

Přibližně 900 milionů eur bylo zainvestováno do komerčních nemovitostí v roce 2018, o trochu méně než bylo zainvestováno v roce 2017 (963 milionů eur). Tento pokles vznikl přesunem investic do roku 2018. I když počet transakcí klesl, průměrná velikost jedné transakce se zvětšila o 31 milionů eur. Investice v hlavním městě Bukurešť tvoří 78% z celkového objemu a kancelářské prostory tvoří 50% investovaného objemu.

Chapter 4

Popis dat

Mnoho studií pocházejí z USA nebo z Velké Británie, zejména kvůli existenci mnoha historických datových souborů v těchto zemích a vyspělosti těchto trhů. Podle JLL také právě tyto dvě země drží první dvě místa v žebříčku Transparency Index¹ v kategorii vysoce transparentní. CEE země patří podle JLL mezi transparentní a semi-transparentní. Existují veřejně přístupné informace, přesto je stále obtížné je získat. Jak již bylo zmíněno, určité analýzy poskytují jenom svým klientům.

Vytvořená databáze se skládá ze čtvrtletních dat za období 2002Q1-2019Q4 ze CEE zemí, konkrétně Česká republika, Polsko, Slovensko, Rumunsko a Maďarsko. Dohromady máme 260 pozorování. Tato databáze obsahuje výnos kancelářských nemovitostí², nájemné vyjádřené v eurech za m² za rok a makroekonomické veličiny³, které se níže popíšou.

4.1 Faktory komerčního trhu

Obvykle se v reportech od společností C&W, JLL, KF, CBRE vyskytují následující indikátory:

Výnosy (Prime yields)

Výnosy nám v zásadě říkají, jak výhodné je postavit kancelářskou budovu v určitém místě a čase. Hodnota výnosu se spočítá jako zlomek roční splátky nájemného a celé stavební náklady. Výnosy z prvotních výnosů jsou vždy uvedeny v procentech. Konečná hodnota se počítá jako vážený průměr všech budov na určitém realitním trhu. Pokud tuto částku zvrátíme, dostaneme několik let, po

¹klikněte zde pro více info JLL global real estate transparency index

²Informace o ukazatelích trhu komerčních nemovitostí poskytla společnost JLL

³Makroekonomické faktory jsme získaly pomocí Eurostatu a OECD

kteře bude budova splacena. Je zřejme, e vyssı vynosy přınasejı investorm lepší zisky. Proto vynosy jsou pro zahraninı investořı jedna z hlavnıch indikacı a jsou dulezitejsı ne celkova hodnota budovy. Cena nemovitosti se v teto pracı spocıtala podle vzorce vyvozen z kde je videt, e s rostoucım vynosem, klesa hodnota nemovitosti.

Nejvyssı dosahovane najemne (Prime rent)

Toto najemne představuje nejvyssı dosahovane najemne na otevřenem trhu, ktere lze zıskat v komercnı nemovitosti postavene v nejvyssı kvalite a umıstene v nejlepší lokalite ve meste. Realitnı kancelare asto zveřejnujı take najemne v jine astı mesta - předmestı, přumysllove zony, letıste atd. Tyto hodnoty jsou velmi specificke a majı tendenci zaviset pouze na subjektivnıch duvodech. Toto najemne navíc nelze srovnavat napřıch mesty vychodnı a střednı Evropy z duvodu nedostatku informacı o každem jednotlivem mıste. Proto jsme se rozhodli v teto analyze pouřıt pouze "prime" najemne. Předpoklada se, e s vyssım najemnym se zvysuje i cena nemovitosti.

Objem kancelarsky ch ploch

Celkova zasoba je hodnota, ktera nam ukazuje, kolik metru tverecnıch je k dispozici na trhu pronajaty ch i nevyuřıty ch ploch. To v zasade ukazuje nabıdku nove nebo rekonstruovane kancelarske prostory na trhu.

Neobsazenost (Vacancy rate)

Mıra neobsazenosti představuje okamžitou volnou plochu kancelare (vetne podnajmu) ve vsech dokoneny ch budovach na trhu. Vždy se vyjadřuje v procentech z celkove zasoby. Mıra neobsazenosti indikuje, zda je trh s nemovitostmi zaplnen ı ne. Tato mıra ukazuje, jaka je poptavka po komercnıch nemovitostnıch prostorech. Jedna se o jednu z nejdulezitejsıch statistik pro developery. Mıra neobsazenosti je z naseho pohledu dobrym ukazatelem bublin na nemovitostech nebo mozna krize. Pokud se mıra začne neocekavane zvyšovat, je to jasny signal, e sektor nemovitostı začne prasknout. Mıra neobsazenosti mıze negativne korelovat s vynosy. Pokud je mıra neobsazenosti vysoka, mnoho komercnıch jednotek nenı pronajato. To způsobı, e se rocnı přıjem z najemneho snıı, a proto se take snıı vynosy.

V teto pracı se využıly najemne, vynosa mıru neobsazenosti k vypoctu ceny nemovitostı a objem kancelarsky ch ploch. Ostatnı doposud zmiňovane ukazatele jsou pro ekonomicke intuice take dulezite, avsak přı testovanı se nepotvrdila jejich signifikantnost.

4.2 Cenová hladina komerčních nemovitostí

V České republice Cushman& Wakefield v roce 2015 vytvořili CRECVI, což je index komerčních nemovitostí, který je datován od roku 2003 do 2015. Jelikož neznáme indexy ostatních zemí, použije se vzorec, který bude popsán níže. Ve Spojených Státech mají NCREIF Property Index a ve Velké Británii jsou IPD Property Fund index. Jejich indexy značí návratnosti majetku, narozdíl od českého indexu, který představuje kapitálovou hodnotu.

Ocenění nemovitosti je velmi komplexní a vyžaduje individuální přístup ke každé nemovitosti, protože každá budova je jedinečná. Hlavními určujícími faktory tržní ceny nemovitostí jsou však odhadované roční efektivní nájemné a míra kapitalizace⁴, známá jako investiční výnos.

Odhadovaná cena se počítá ze vzorce, která lze odvodit z Gordonova modelu růstu dividend. Tok příjmů z dividend můžeme nahradit tokem příjmů z pronájmu. V obou případech předpokládáme nekonečný horizont přijímání (příjmů/dividend) nájemného, což znamená udržování majetku na věky. Proměnlivost hodnoty nájemného v čase je řešena předpokladem stálého růstu g . Gordonův vzorec upravený pro výpočet vypadá následovně:

$$V_0 = \frac{R_1}{(1 - r_E)} + \frac{R_2}{(1 - r_E)^2} + \dots = \frac{R_0 * (1 + g)}{(1 - r_E)} + \frac{R_0 * (1 + g)^2}{(1 - r_E^2)} + \dots$$

$$V_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{R_0 * (1 + g)^t}{(1 - r_E)^t} = \frac{R_1}{(r_E - g)}$$

kde R_1 je nájemné, r_E je míra návratnosti g je míra růstu a výnos je vyjádřený v %.

Výraz $(r_E - g)$ je (výnos) a můžeme přímo vidět, že nezahrnuje pouze diskontní faktor⁵, ale také zahrnuje předpokládaný růst nájemného. To znamená, že výnos reaguje na finanční události i na přímé nájemné.

V této práci se použila modifikovaná formulace ceny, a to podle Hlaváček *et al.* (2016), kde zformulovali cenu nemovitostních transakcí následovně:

$$p = \frac{R(1 - v)}{v \text{ýnos}/100} \quad (4.1)$$

⁴V tomto případě, míra kapitalizace a výnos jsou stejné hodnoty.

⁵požadovaná kompenzace převzatého rizika

Hlaváček *et al.* (2016) zohlednili ve své formulaci i míru obsazenosti, což nám dával větší smysl.

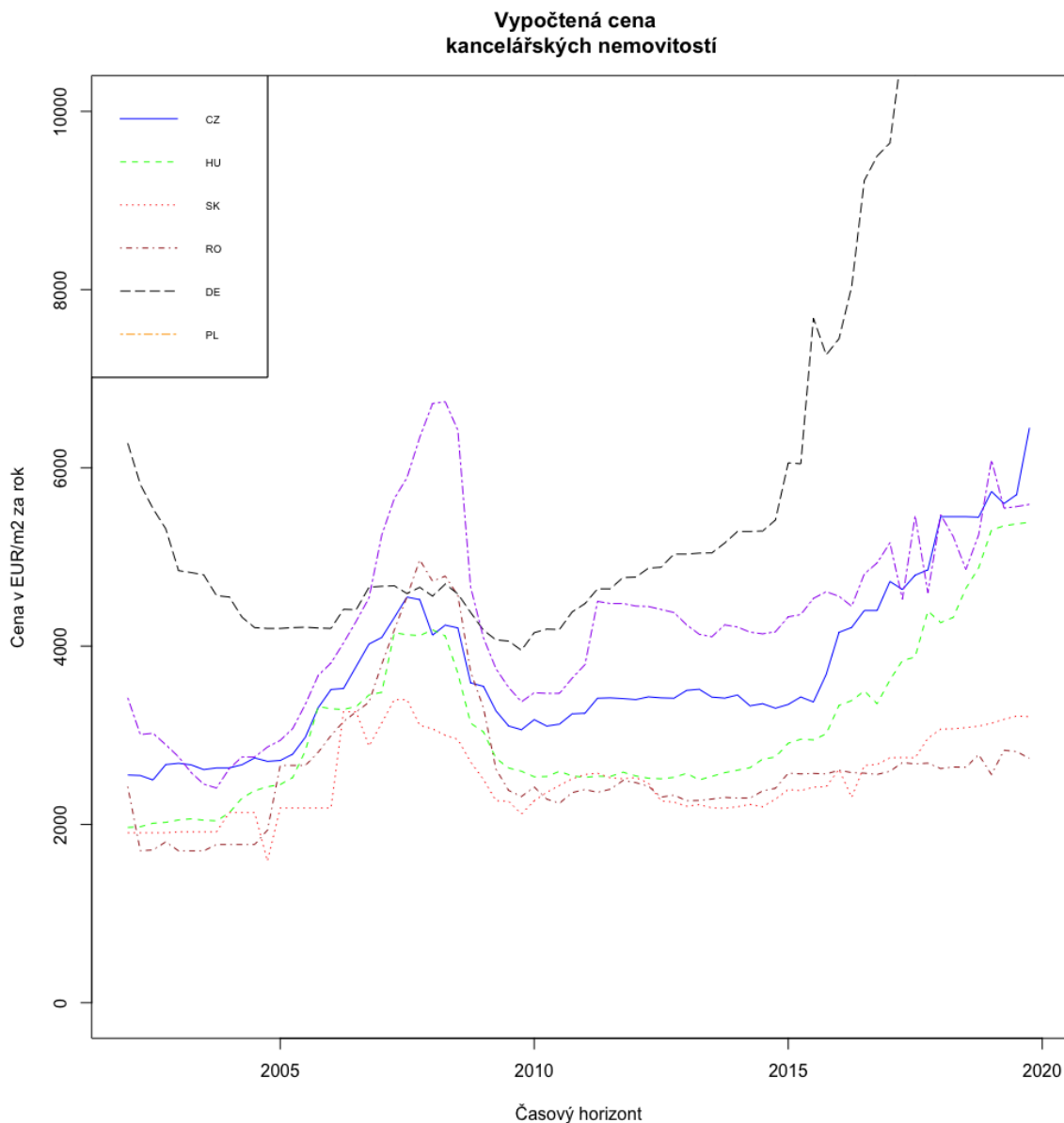


Figure 4.1: Zdroj: JLL, výpočty autorů

Z grafu Figure 4.1 jde vidět jistý pokles ceny po finanční krizi v roce 2008 ve všech zemích. Na Slovensku a v Rumunsku jsou ceny po roce 2010 poměrně stabilní až dodnes. Po roce 2015 se v Maďarsku, v Česku a v Polsku ceny začaly rapidně zvyšovat.

4.3 Makroekonomické faktory

HDP

Hrubý domácí produkt na obyvatele (HDP) je metrika, která rozděluje ekonomickou produkci země na osobu a vypočítává se dělením HDP země na její populaci. Hrubý domácí produkt na obyvatele je globální měřítko pro měření prosperity národů a je používán ekonomy, spolu s GDP, analyzuje prosperitu země založenou na jeho ekonomickém růstu. Nejvyšší HDP na obyvatele mají obvykle malé, bohaté země a rozvinutější průmyslové země. Předpokládá se, že pokud HDP na obyvatele se zvýší, hodnota nemovitosti se také zvýší.

CPI

Harmonizované indexy spotřebitelských cen (HICP) měří časové změny cen spotřebního zboží a služeb získávaných domácnostmi. Poskytují srovnatelnou míru inflace, protože se počítají podle harmonizovaných definic. V případě růstu HICP, očekává se, že cena nemovitostí také poroste. V modelech značíme jako CPI.

Míra nezaměstnanosti

Míra zaměstnanosti je definována jako míra rozsahu, v jakém jsou využívány dostupné pracovní zdroje. Míra zaměstnanosti je citlivá na hospodářský cyklus. Vypočítávají se jako poměr zaměstnaných k populaci v produktivním věku. Zaměstnanými osobami jsou osoby ve věku 15 a více let, které uvádějí, že v předchozím týdnu pracovaly za výdělečné činnosti nejméně jednu hodinu, nebo které měly práci, ale během referenčního týdne nebyly zaměstnány. Populace v produktivním věku se týká osob ve věku 15 až 64 let. Tento ukazatel je sezónně očištěn a měří se v tisících osob ve věku 15 a více let. V počtu zaměstnaných osob ve věku 15 až 64 let jako procento populace v produktivním věku. Vysoká míra nezaměstnanosti by znamenalo vyšší míra neobsazenosti, což způsobí pokles ceny nemovitosti.

Krátkodobá úrokové sazby

Krátkodobé úrokové sazby jsou sazby, za které se uskutečňují krátkodobé půjčky mezi finančními institucemi, nebo sazba, za kterou se na trhu vydává nebo obchoduje krátkodobý vládní papír. Krátkodobé úrokové sazby jsou obecně průměry denních sazeb, měřeno jako procento. Krátkodobé úrokové sazby jsou založeny na tříměsíčních sazbách peněžního trhu, jsou-li k dispozici. Typické standardizované názvy jsou „sazba na peněžním trhu⁶“ a „směnka na

⁶money market rate

pokladně⁷“.

Tvorba hrubého fixního kapitálu (GFCF)

Statisticky měří hodnotu akvizic nových nebo existujících dlouhodobých aktiv podnikatelským sektorem, vládami a „čistými“ domácnostmi sníženými o vyřazení dlouhodobých aktiv. GFCF je součástí výdajů na hrubý domácí produkt (HDP), a tak ukazuje něco o tom, kolik nové přidané hodnoty v ekonomice je investováno spíše než spotřebováno. Data byla převzata od OECD.

CLI - Kompozitní klíčový indikátor

Kompozitní klíčový indikátor je navržen tak, aby poskytoval včasné signály obrátů v hospodářských cyklech, které ukazují kolísání hospodářské činnosti kolem úrovně dlouhodobého potenciálu. CLI ukazují spíše kvalitativní než kvantitativní krátkodobé ekonomické pohyby.

CCI - Spotřebitelská důvěra

Tento indikátor spotřebitelské důvěry poskytuje informace o budoucím vývoji spotřeby a úspor domácností na základě odpovědí na jejich očekávanou finanční situaci, jejich sentiment na celkovou ekonomickou situaci, nezaměstnanost a schopnost úspor. Indikátor nad 100 signálů ukazuje podporu v důvěře spotřebitelů směrem k ekonomické situaci budoucnosti, v důsledku kterého jsou méně náchylní k uložení a mají větší sklon utrácet peníze na velké nákupy v příštích 12 měsících. Hodnoty pod 100 naznačují pesimistický přístup k budoucímu vývoji ekonomiky, což může mít za následek tendenci více šetřit a méně spotřebovávat.

BCI - Business confidence index

Tento ukazatel obchodní důvěry poskytuje informace o budoucím vývoji na základě průzkumů veřejného mínění o vývoji výroby, objednávek a zásob hotových výrobků v odvětví průmyslu. Může být použit ke sledování růstu produkce a předvídání bodů hospodářské aktivity. Čísla nad 100 naznačují zvýšenou důvěru v blízkou budoucí obchodní výkonnost a čísla pod 100 naznačují pesimismus vůči budoucí výkonnosti. Bohužel tento indikátor byl dostupný jen pro čtyři státy. OECD pro Rumunsko tento ukazatel neměl k dispozici.

⁷treasury bill rate

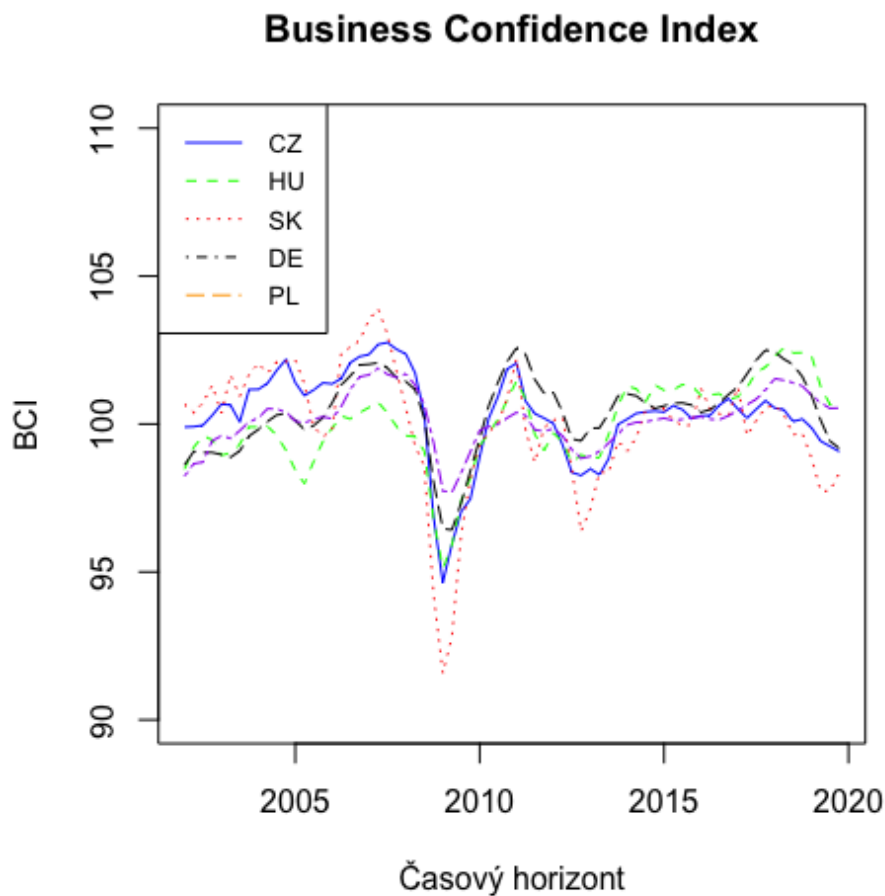


Figure 4.2: Zdroj:OECD

Na grafu Figure 4.2 můžeme vidět, jak BCI propadl během finanční krizi a další pokles následoval v roce 2013, kdy propukla hospodářská recese v Eurozóně.

V literatuře se používají další proměnné. Mnoho z nich bohužel však nejsou k dispozici a nebo nejsou datovány na regionální úrovni a čtvrtletní bázi ve všech vybraných zemích. Tato skutečnost může být hlavním nedostatkem empirické analýzy provedené v této práci, jelikož některé z těchto faktorů mohou hrát důležitou roli při určování ceny nemovitostí.

Chapter 5

Metodologie

5.1 Časové řady

Obecně se data rozlišují na časové řady (time series) a na průřezová data (cross sectional data). Zatímco průřezová data jsou složena z proměnných pozorování firem, zemí, domácností, měst apod. v konkrétním časovém bodě, časové řady sestávají ze vzorků údajů o proměnných v čase, v tomto případě vývoj cen v určité jednotce od roku 2002 do roku 2019. Je důležité říci, že v údajích časových řad, na rozdíl od průřezových dat, jsou chronologicky uspořádaná pozorování. To však znamená další obtíže pro statistické analýzy, jelikož většina časových řad souvisejících s ekonomikou nebo nemovitostmi není nezávislá na jejich předešlé hodnotě. Dalším jevem pozorovaným u časových řad je sezónnost, která se objevuje hlavně tehdy, když je frekvence dat zaznamenána ve vysokém pořadí, například denní, týdenní, měsíční nebo čtvrtletní. Kromě toho lze zaznamenat cyklicitu, a to zejména v ekonomických časových řadách.

5.2 Panelová data

Panelová data jsou kombinací průřezových dat a časových řad. To znamená, že pro každou průřezovou jednotku - jednotlivce městské firmy atd. - jsou v průběhu času pozorovány všechny proměnné. Například všechny analyzované proměnné pro každé město, např. u zaměstnanců kanceláře v kosmickém inventáři atd., se shromažďují od roku 1992 do roku 2006. Je důležité, aby jednotky pozorování v průběhu času pocházely ze stejné průřezové jednotky. Pokud kombinovaná řada vykazuje určitou délku, mohou se objevit stejné potíže týkající se nezávislosti na pozorování v čase, jako u dat z jednotlivých časových

řad. Další zvláštní charakteristikou panelových dat je možnost vypořádat se s nepozorovanými efekty. Průřezové jednotkové časově nezávislé specifické efekty, jako je pohlaví nebo vzdálenost města k dalšímu letišti, které by mohly vést k předpojatým a nekonzistentním odhadům parametrů dalších proměnných v modelu, lze eliminovat technikami, jako je první diferenciací nebo průřezový odhad fixních efektů. Vzhledem k tomu, že trhy s nemovitostmi jsou velmi heterogenní, mohou být tyto techniky užitečné zejména při vytváření modelu.

Jeden z nejběžnějších modelů, na kterém se testují data, je model pomocí metody nejmenších čtverců (OLS). Obecně, před použitím jakéhokoliv modelu, se data musí testovat na dané předpoklady podle Gauss Markov teoremu. V případě splnění všech Gauss-Markovových předpokladů, by měla být metoda OLS dostačující, tzv. nejlepší lineární nevychýlený odhad (BLUE¹). Jedním z předpokladů je ověřit přítomnost heteroskedasticity. To lze testovat pomocí Breusch-Paganova testu s nulovou hypotézou o homoskedasticitě. V případě heteroskedasticity již nejsou platné standardní chyby a statistika testů. Podobně sériová korelace také ovlivňuje statistickou inferenci a je třeba ji otestovat. To lze provést testem Breusch-Godfrey s nulovou hypotézou o žádné sériové korelaci v idiosynkratických chybách. V případě identifikace heteroskedasticity a sériové korelace je třeba odhadnout robustní standardní chyby, aby náš odhad byl tzv. BLUE. To lze snadno provést metodou podle Arellano (1987), která umožňuje plně obecnou strukturu heteroskedasticity a sériové korelace.

5.3 Modely s fixními a náhodnými efekty

Model fixních a náhodných efektů (fixed and random effect) lze popsat podle Wooldridge (2013) pomocí následující rovnice :

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + a_i + u_{it} \quad (5.1)$$

Kde $i = 1, \dots, n$ určuje i -region, $t = 1, \dots, T$ značí časové období a $j = 1, \dots, k$ - j -tá proměnná. A_i se obvykle rozumí jako neporozovaný vliv nebo neporozovaná heterogeneita, která je specifická pro každý region a nemění se v čase, proto nepotřebuje časový index t . Zatímco chybová složka u_{it} značí opak, to znamená, že je neměnná v čase. Souhrnně se výraz $a_i + u_{it}$ nazývá

¹BLUE - Best linear unbiased estimation

kompozitní náhodná složka, pochází z nezávisle identického rozdělení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem (tzv. iid $(0, \sigma_v^2)$).

Podle předchozí rovnice, je-li $a_i = 0$ (nepozorovaný vliv neexistuje), pak se použije metoda pooled OLS², která bude efektivní a konsistentní. V opačném případě se musí najít jiný způsob a liší se tím jestli daná rovnice je FE nebo RE. FE zkoumá rozdíly v interceptech a předpokládá, že jsou odchylky chyb v regionech konstantní. Naopak RE předpokládá stejné intercepty a bere v úvahu rozdíly v odchylkách chyb v regionech. RE navíc předpokládá, že regresory nejsou korelovány s chybou specifickou pro region ($Cov(x_{jit}, a_i) = 0, \forall j$). Pokud je podmínka splněna, RE je efektivnější než FE, jinak RE není konzistentní a je horší než FE. Vhodnost výběru modelu se provádí ekonomickou intuicí, nebo statistickým testováním³.

5.4 Stacionární a zdánlivá regrese

V reálném světě jsou makroekonomické časové řady zřídka stacionární. Regresující nestacionární proměnné však obecně poskytují zkreslené výsledky. Za těchto podmínek je stacionarita chyb nekonzistentní, požadavky na provádění regrese pomocí metody OLS nejsou splněny. Zároveň existuje vysoké riziko, že regrese bude indikovat neexistující vztah (Výjimku tvoří kointegrační vztah, který se vysvětlí v následujícím oddílu). Granger a Newbold Granger & Newbold (1974) byli první, kteří popsali koncept zdánlivé regrese (spurious regression). Podle autorů mají tyto typy rovnic tendenci mít vysokou hodnotu R^2 , přičemž mají velmi nízkou hodnotu Durbin-Watsonovy statistiky. Toho lze dosáhnout v případě, že rovnice jsou mylně specifikována. Před analýzou je důležité, provést testy na jednotkové kořeny ve všech zahrnutých proměnných. První krok obvykle spočívá ve vykreslování a zkoumání série. Určit si představu o jejich chování, vytvořit očekávání výsledků a mít určitou intuici o správném provedení. V této práci byly vybrány testy k určení stacionarity podle vybrané literatury. Následující oddíl vysvětluje pouze klíčové rovnice spojené s každou z nich spolu s hypotézami, jelikož samotný proces odhadu je obvykle složitý a pro tuto práci není relevantní.

²metoda nejmenších čtverců

³Vhodnost modelu se testuje Hausman testem.

5.4.1 Testy na stacionaritu v časových řadách

První test, který je běžně používán v literatuře, je Augmented DickeyFuller test (ADF) Dickey & Fuller (1979)). Test je založen na důležitém předpokladu, že zkoumané řady sledují autoregresivní proces ARMA (p, q) s pohyblivým průměrem a je založen na odhadu následující regrese:

$$\Delta y_t = \delta D_t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^{\pi} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (5.2)$$

kde D_t jsou volitelné exogenní regresory, někdy nazývané deterministické komponenty, a mohou být buď konstantní, nebo konstantní s trendem. Odhadované koeficienty jsou δ a ρ , y_t je zkoumaná řada a testované hypotézy jsou:

$$H_0 : \rho = 1, H_1 : \rho < 1$$

Nulovou hypotézou rozumíme, že proces obsahuje jednotkový kořen, to znamená, že není nestacionární, zatímco alternativa hypotéza naznačuje stacionaritu. Zpožděné diferencní členy v součtu v rovnici Equation 5.2 mají aproximovat model ARMA(p,q) strukturu chyb, aby byly sériově nekorelované. Správný výběr délky zpoždění (π) však může být obtížný, protože struktura procesů časové řady není vždy známa.

Phillips & Perron (1988) zavedl přístup, který úzce souvisí s ADF. Rozdíl je v tom, že je neparametrický a robustní vůči jakékoli obecné autokorelaci a heteroskedasticitě při chybách, díky (Newey & West 1986), který psal o heteroskedasticitě a autokorelačním konzistentním odhadu kovarianční matice. Hypotézy jsou stejné jako v případě ADF a test regrese vypadá následovně:

$$\Delta y_t = \delta D_t + (\rho - 1)y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5.3)$$

Kromě robustnosti je další výhodou Phillips-Perron (PP) testu to, že není nutné specifikovat délku zpoždění pro regresní test. Přesto, že testy ADF a PP jsou asymptoticky ekvivalentní, mohou existovat významné rozdíly v konečných vzorcích pozorování kvůli rozdílům v korekci pro sériovou korelaci (Schwert 1989).

5.5 Testy jednotkových kořenů panelových dat

Díky nedávnému vývoji v panelové analýze lze řadu analyzovat podrobněji. Proto budou použity různé testy kořenových jednotek panelu, které mají obecně vyšší sílu než tradiční individuální testy časových řad. Jsou velmi podobné testům časových řad, ale jsou aplikovány na struktury panelů a někdy vyžadují další předpoklady. Za prvé, sekce představuje testy s obecným kořenem jednotky (LLC, Hadri), za druhé s jednotlivými kořeny jednotek (IPS). Každý test má výhody i nevýhody. Posouzení jejich výsledků by mělo poskytnout lepší přehled o skutečné struktuře.

Levin *et al.* (2002) vyvinuli postup, ve kterém jsou t-statistiky sdružovány a je považován za velmi podobný rovnici ADF jako v časových řadách (rovnice Equation 5.2). Jediným rozdílem je index i , který umožňuje sdružování daných pozorování:

$$\Delta y_{it} = \delta D_{it} + (\rho - 1)y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\pi} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \epsilon_{it} \quad (5.4)$$

Hypotéza je opět stejná:

$$H_0 : \rho = 1, H_1 : \rho < 1$$

Jinými slovy, pod nulovou hypotézou je kořen jednotky přítomen ve všech jednotlivých sériích proti alternativě, že každá je stacionární. Předpokládá se, že homogenní autoregresivní koeficienty (ρ) jsou stejné, π zatímco délka zpoždění (π) a deterministické komponenty (D_{it}) se mezi regiony mohou lišit. Kromě předpokladů je další slabou stránkou to, že podobně jako u ADF musí být zpoždění předem specifikována.

Hadri (2000) představil další typ testu zbytkových heterogenních panelů a zvažil následující model:

$$y_{it} = r_{it} + \beta_{it}t + \epsilon_{it} \quad (5.5)$$

kde $r_{it} = r_{i,t-1} + u_{it}$, tj. r_{it} je náhodná procházka (random walk) a t je volitelná složka trendu. Protože ϵ_{it} je považováno za IID^4 , je nulová hypotéza stacionarity $\sigma_u^2 = 0$. Přesněji řečeno, nulová hypotéza uvádí, že časové řady pro každou jednotku průřezu jsou stacionární, zatímco alternativou je, že alespoň jedna časová řada má jednotkový kořen. Hlavní výhoda oproti LLC je v tom, že

⁴nezávisle a identicky rozdělená náhodná veličina - independent and identically distributed

umožňuje heteroskedasticitu z hlediska rušení napříč regiony. Deterministické komponenty se také mohou měnit, ale není zde žádná možnost exogenních regresorů.

Im *et al.* (2003) považována za stejnou testovací regresi jako rovnice 6.4 s významným rozdílem v jednotkovém kořenovém členu, protože se nepředpokládá, že se bude lišit mezi regiony:

$$\Delta y_{it} = \delta D_{it} + (\rho - 1)y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\pi} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \epsilon_{it} \quad (5.6)$$

$$H_0 : \rho_i = 1, \forall i$$

$$H_1 : \rho_i < 1, \exists i$$

Jinými slovy, odmítnutí nulové hypotézy by znamenalo, že řada v některých oblastech nemá kořen jednotky. Podobně jako v případě LLC musíme také určit počet zpoždění. Deterministické komponenty se liší pro každou oblast a mají podobná omezení jako v případě Hadri.

Pokud jsou nalezeny nestacionární řady, je obvyklé nejprve vzít první rozdíly nebo míry růstu všech nestacionárních proměnných nebo zahrnout zpoždění naší závislé proměnné. Na jedné straně již nedochází k zdánlivé regresi, ale na druhé straně dochází ke ztrátě důležitých informací o dlouhodobých vztazích, což je hlavním omezením tohoto přístupu. Proto musíme být s interpretací výsledků opatrní. V následující tabulce se shrnou testy jednotkových kořenů, které se popsaly.

Testy jednotkových kořenů

Test	H_0	H_1	Autokorelační korekční metoda
Fisher-PP	Obsahuje jednotkové kořeny	Neobsahuje jednotkové kořeny	zpoždění
Fisher-ADF	Obsahuje jednotkové kořeny	Neobsahuje jednotkové kořeny	zpoždění
LLC	Obsahuje jednotkové kořen	Obsahuje jednotkové kořeny	zpoždění
Hadri	Neobsahuje jednotkové kořeny	Obsahuje jednotkové kořeny	kernel
IPS	Obsahuje jednotkové kořeny	Neobsahuje jednotkové kořeny	zpoždění

5.6 Kointegrace

Existuje jeden speciální případ, kdy regrese nestacionárních proměnných není tzv. zdánlivá (spurious). To je v případě, když jsou proměnné v kointegračním vztahu. To znamená, že pokud nestacionární proměnné skutečně souvisejí, např. z ekonomické teorie, budou se „pohybovat společně“, protože jejich stochastické trendy by měly být velmi podobné. Pokud mají tyto řady stejný řád integrace, pak existuje jejich lineární kombinace, která je ve skutečnosti stacionární. Tento vztah může být interpretován jako vztah dlouhodobé rovnováhy mezi ekonomickými veličinami. I když se jedná o nestacionární řady, jejich společný (kointegrační) pohyb v čase dlouhodobě směřuje k určitému rovnovážnému stavu.

Podle empirických analýz lze testy na kointegraci provést metodou, kterou zavedl Engle & Granger (1987)). Jejich metoda se používá po testování stacionarity v proměnných a je podmíněna stejným řádem integrace ve všech proměnných. V prvním kroku metody Engle a Granger je proměnná závislá na $I(1)$ regresována na všechny nezávislé proměnné $I(1)$. Získají se odhadovaná

residua a v dalším kroku se pak otestují, jestli jsou stacionární. Pokud se zjistí, že jsou tato residua stacionární, mají proměnné tendenci vrátit se po šoku k rovnováze a dlouhodobý vztah je potvrzen. Na druhou stranu, pokud dané proměnné nejsou kointegrované, pak by residua měla mít jednotkový kořen. Postupy Engle a Granger byly aplikovány na panelových datech podle Pedroni (2004), Kao (1999) a Westerlund (2007) a jejich přístupy budou nyní stručně představeny.

Pedroni (2004) představil test, ve kterém předpokládá heterogenní zachycení, sklon a koeficienty trendu a jeho statistika testu vychází z následující rovnice:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \sum_{j=1}^k \beta_{ji} x_{jit} + \epsilon_{it} \quad (5.7)$$

kde $\alpha_i + \delta_i t$ jsou volitelné deterministické složky a k je číslo zahrnutých vysvětlujících proměnných. Rezidua ϵ_{it} jsou uložena a testována na jednotkových kořenech:

$$\hat{\epsilon}_{it} = \rho_i \hat{\epsilon}_{it-1} + v_{it} \quad (5.8)$$

$$H_0: \rho_i = 1, \forall i$$

$$H_1: \begin{cases} \rho_i = \rho < 1, \forall i(\text{within}) \\ \text{nebo} \\ \rho_i < 1, \forall i(\text{between}) \end{cases}$$

Odmítnutí nulové hypotézy o neexistenci kointegračního vztahu by znamenalo přijetí jedné ze dvou alternativních hypotéz:

1. Série jsou kointegrovány s homogenním ρ (test v rámci rozměrů)
2. Série jsou kointegrovány s heterogenním ρ (mezirozměrný test)

V první konfiguraci jsou uvedeny statistiky panelu ze 3 neparametrických testů a 1 parametrického testu. V případě druhé méně restriktivní alternativní hypotézy jsou vykazované statistické údaje o skupině stejné, kromě vyloučení rozptylového poměru.

Metoda podle Kao (1999) pro testování kointegračních vztahů je velmi podobná Pedronimu a opět se všechny proměnné považují za nestacionární.

Jeho test je založen na úpravě rovnice 5.7, která předpokládá, že koeficienty sklonu jsou homogenní mezi průřezy a koeficienty trendu budou rovny nule:

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + \epsilon_{it} \quad (5.9)$$

Rovněž ρ_i z pomocné regrese 5.8 se považuje za stejné pro všechny průřezy ($\rho_i = \rho$). Hypotézy jsou trochu odlišné, protože odmítnutí nulové hodnoty nyní znamená, že všechny průřezy jsou kointegrovány a je uvedena pouze jedna statistika testu.

Dosud všechny zavedené kointegrační testy předpokládaly průřezovou nezávislost, ale jako v případě testování jednotkových kořenů v předchozí sekci, pro můj panel by to mohlo být nerealistické. Proto bude tento problém řešen také kointegračním testem druhé generace.

Westerlund (2007) zavedl test založený na korekci chyb, ve kterém je problém závislosti na průřezu řešen robustními hodnotami P generovanými bootstrapováním. Také ve srovnání se zbytkovým testem (Pedroni nebo Kao) je omezení společného faktoru uvolněno tím, že umožňuje, aby byly dlouhodobé a krátkodobé parametry heterogenní. Rovnice sama o sobě nebude vysvětlena, ale je velmi podobná té, která bude představena v následující části, a jako v případě Pedroni nelze zahrnout žádnou deterministickou složku, konstantu nebo konstantu s trendem. Hypotézy kointegrace se poté vytvoří na základě korekčních členů (ECT) vypočítaných pro každý průřez. Neodmítnutí nulové hypotézy ECT rovné nule pro všechny průřezy by neznamenal žádný kointegrační vztah. Jde-li o alternativní hypotézu, uvažují se 2 typy:

1. Skupina alternativa - alespoň jeden průřez kointegrované
2. Alternativa panelu - Celý panel je kointegrovaný

5.6.1 ECM

Speciálním případem modelu je model korekce chyby (ECM), který je podmíněn kointegrujícím vztahem.

Tato metodika byla použita v publikacích od Égert a Mi-haljek (2007), Bill a Ivarsson (2009) nebo Stohldreier (2012). Pokud by testy z předchozí části neprokázaly žádnou kointegraci, nedávalo by žádný smysl postupovat dále k ECM.

Dlouhodobý vztah (Long run)

Doposud se určovalo, zda jsou proměnné kointegrované, nebo ne. Skutečné dlouhodobé účinky vysvětlujících proměnných se stále ještě nezkovalo. Dlouhodobý vztah v rovnovážném stavu lze popsat pomocí následující rovnice:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j x_{jit} + a_i + u_{it} \quad (5.10)$$

kde a_i jsou fixní efekty a x_{jit} jsou jak faktory nabídky, tak poptávky po cenách. V zásadě je to stejné jako u rovnice 5.1, ale OLS nelze použít, protože odhady by byly nekonzistentní a vedly by pouze ke zkresleným závěrům. Důvodem je to, že v přítomnosti kointegrujících vztahů jsou velmi pravděpodobně korelovány chybové složky s vysvětlujícími proměnnými, protože všechny proměnné sdílejí společný stochastický trend. Proto je třeba řešit problém endogenity, který lze provést různými způsoby. V literatuře obvykle převládají panelové dynamické OLS (DOLS) nebo panelové plně modifikované odhady OLS (FMOLS). Panel DOLS to řeší přidáním potenciálních a zpožděných prvních rozdílů vysvětlujících proměnných do rovnice 5.11 a následným odhadem pomocí metody OLS. Zatímco panel FMOLS snižuje tuto zaujatost neparаметrickým přístupem, který je ve skutečnosti výpočetně náročnější a těžší pochopit. Obě metody však nebudou využity, protože se ukázalo, že jsou asymptoticky stejné a že by to komplikovalo pouze finále v interpretaci. Odhady budou získány výhradně panelem DOLS, protože obecně nabízejí lepší vlastnosti v konečných vzorcích. Ke zlepšení robustnosti výsledků se bude rovněž uvažovat o heteroscedasticitě a autokorelaci konzistentní (HAC).

Krátkodobý vztah (Short run)

Zde je kladen důraz na krátkodobý proces korekce odchylek od rovnováhy, která byla odhadnuta dříve. Pokud skutečně existuje nějaký dlouhodobý vztah, musí také existovat nějaký proces, který vrací krátkodobé odchylky zpět do jejich rovnováhy. Pro spojení krátkodobého a dlouhodobého provozu se provede model ECM (Error Correction Model)⁵. Abychom byli přesnější, bude

⁵Dlouhodobý vztah měří účinky proměnných v úrovních, zatímco krátkodobě je reprezentována jejich odlišnost.

tento mechanismus pro nastavení krátkodobého horizontu zachycen odhadem následující rovnice:

$$\Delta y_{it} = b_i + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta x_{jit} + \Phi ECT_{i,t-1} + v_{it} \quad (5.11)$$

kde b_i je fixní efekt specifický pro danou oblast a korekční člen ($ECT_{i,t-1}$) je zpožděný residuál z rovnice 5.11, tedy platí:

$$ECT_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \hat{a}_i - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_{ji,t-1}$$

Důvodem přidání korečního členu (ECT) bylo vyhodnotit rychlost korekce do rovnováhy pomocí jejího koeficientu Φ . Očekává se, že jeho hodnota bude mezi -1 a 0, s použitím intuitivního porozumění, že čím blíže k -1, tím rychlejší je proces přizpůsobení. Abychom získali nějakou intuici, kdyby se determinanty nezměnily a nemovitosti byly v předchozím období předraženy, potřebujeme, abychom se vrátili k rovnováze, potřebujeme snížit ceny, což by znamenalo $\Phi < 0$. Dolní hranice -1 je pak dána skutečností, že nižší hodnoty by znamenaly, že vztah nekonverguje, ale spíše „skočí“ z pozitivního na negativní nerovnováhu a naopak. Neexistuje však žádné omezení, aby její odhady byly v očekávaném rozsahu. Hodnoty nižší než -1 nebo vyšší než 0 by z dlouhodobého hlediska neznamenal žádnou konvergenci k rovnováze a naznačovaly by některé vážné nestability.

Je také důležité si uvědomit, že všechny proměnné v rovnici 5.12 jsou ve skutečnosti stacionární ⁶, a proto se předešlo problémům se zdánlivou regresí. Samotný odhad bude proveden pomocí modelu s fixními efekty, jak je uvedeno v oddíle 4.1, a znovu bude testována a případně opravena přítomnost autokorelace a heteroskedasticity.

⁶Stacionárnost korečního členu byla potvrzena kointegračními testy.

Chapter 6

Analýza dat a interpretace výsledku

V této části popíšeme modely, uvedeme výsledky a interpretujeme jejich význam. V příloze budou uvedeny výsledky testů jednotlivých modelů.

6.1 Metoda nejmenších čtverců (Pooled OLS)

Nejprve jsme proměnné testovali pro porovnání pomocí metody nejmenších čtverců (OLS). Většina proměnných se diferencovala, aby se odstranil růstový trend. Daná rovnice vypadá následovně:

$$\begin{aligned}\Delta cna_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta stock_{it} + \beta_2 \Delta cpi_{it} + \beta_3 \Delta gdp_{it} + \beta_4 unempl_{it} \\ & + \beta_5 gfcf_{it} + \beta_6 \Delta short_{it} + \beta_7 \Delta BCI_{it} + \beta_8 \Delta CCI_{it} + \beta_9 \Delta CLI_{it} + \\ & + u_{it}\end{aligned}$$

Durbin-Watsonův test odhalil v daném modelu autokorelaci náhodné složky. To znamená, že odhad pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) je vychýlený a nekonzistentní. Proto se pak přistupuje k metodám fixních a náhodných efektů.

V předchozím modelu jsme nezahrnovali Rumunsko, neboť jsme neměli proměnné BCI, CCI, CLI k této zemi. Zahrneme-li Rumunsko a odstraníme zmiňované determinanty, dostaneme následující model:

$$\begin{aligned}\Delta cna_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta stock_{it} + \beta_2 \Delta cpi_{it} + \beta_3 \Delta gdp_{it} + \beta_4 unempl_{it} \\ & + \beta_5 gfcf_{it} + \beta_6 \Delta short_int_{it} + u_{it}\end{aligned}$$

Opět se tu vyskytuje autokorelace náhodné složky. Hodnota R^2 u tohoto modelu (viz. tabulka 7.2) je nižší než u předchozího modelu. To může znamenat, že jsme nejspíš odstranili signifikantní proměnnou. Přesto u některých vysvětlujících proměnných platí očekávaný vliv. Při zvýšení zásoby se cena kancelářských prostor sníží. Nezaměstnanost má negativní vliv na cenu a HDP má naopak na cenu pozitivní vliv.

6.2 Analýza modelu s fixními efekty

Nakonec se použila pouze metoda fixních efektů. Jelikož z definice modelu náhodných efektů nemůžeme mít více proměnných, než je počet parametrů, budeme se zabývat pouze modelem s fixními efekty.

Aby nedošlo ke zdánlivé regresi, zjišťovali jsme řád integrace proměnných. Proto byly použity zmiňované testy na jednotkový kořen. Nestacionární proměnné jsme diferencovali, abychom se vyhnuli zdánlivé regresi.

Rovnice pomocí metody fixních efektů vypadá následovně:

$$\begin{aligned}\Delta cna_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta stock_{it} + \beta_2 \Delta cpi_{it} + \beta_3 \Delta gdp_{it} + \beta_4 \Delta unempl_{it} \\ & + \beta_5 gfcf_{it} + \beta_6 \Delta short_int_{it} + \beta_7 \Delta BCI_{it} + \beta_8 \Delta CCI_{it} + \beta_9 \Delta CLI_{it} + u_{it}\end{aligned}$$

Z Table 6.1 nám vyšlo, že HDP, CPI má pozitivní vliv na cenu. Jak již bylo zmíněno, opět se tu potvrdilo, že s vyšší zásobou kancelářských ploch se sníží cena kanceláří. Dále signifikantní vliv má nezaměstnanost a index obchodní důvěry.

Table 6.1

<i>Dependent variable:</i>	
	diff(price)
diff(stock)	−0.268* (0.149)
diff(cpi)	24.756** (11.778)
diff(gdp)	0.108*** (0.027)
diff(unempl)	−81.112*** (18.740)
diff(gfcf)	−6.348 (4.940)
diff(short_int)	98.963*** (20.964)
diff(BCI)	132.675*** (20.416)
diff(CLI)	−39.167* (19.910)
diff(CCI)	−31.047 (28.016)
Observations	284
R ²	0.641
Adjusted R ²	0.625

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Rovnice s Rumunskem vypadá poté následovně:

$$\begin{aligned} \Delta cna_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta stock_{it} + \beta_2 \Delta cpi_{it} + \beta_3 \Delta gdp_{it} + \beta_4 \Delta unempl_{it} \\ & + \beta_5 \Delta gfcf_{it} + \beta_6 \Delta short_int_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

Poté co jsme upravili opět model pro Rumunsko, vyšly nám výsledky v následující tabulce. (Table 6.2). Přestože nám chybí některé proměnné, tak se zachovali signifikantnost ostatních proměnných kromě zásob kancelářských ploch.

Table 6.2: Fixni efekty + RO

<i>Dependent variable:</i>	
diff(price)	
diff(stock)	-0.100 (0.153)
diff(cpi)	23.496* (12.122)
diff(gdp)	0.098*** (0.028)
diff(unempl)	-67.640*** (19.360)
diff(gfcf)	1.549 (5.077)
diff(short_int)	113.739*** (22.158)
Observations	284
R ²	0.579
Adjusted R ²	0.566
<i>Note:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

6.3 Analýza modelu korekce chyb

Jak již bylo zmíněno, k vytvoření ECM potřebujeme, aby byly proměnné nestacionární, v rozdílech stacionární a měly vzájemně kointegrační vztah. Kointegrační vztah jsme našli u proměnné HDP, nezaměstnanosti, krátké úrokové sazby, CPI, zásoby kancelářských prostor a u indexu obchodní důvěry (viz. tabulka Table 8.6 a tabulka Table 8.5).

Po splnění podmínek můžeme vytvořit model pro dlouhodobý vztah, který lze popsat pomocí následující rovnice:

$$\begin{aligned} price_{it} = & a_i + \beta_1 GDP_pc_{it} + \beta_2 unempl_{it} + \beta_3 short_int_{it} + \beta_4 STOCK_{it} \\ & + \beta_5 BCI_{it} + \beta_6 CPI_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

Výsledky PDOLS odhadu byly shrnuty v tabulce Table 6.3. V dlouhodobém období vykazují skoro všechny zmíněné determinanty signifikantnost až na HDP a zásoby kancelářských ploch, což odporuje výsledkům, ke kterým došli Hlaváček *et al.* (2016). S jejich prací se shodujeme alespoň v ukazateli indexu spotřebitelských cen, který obecně představuje inflační tlak v ekonomice. Nezaměstnanost má negativní vliv na ceny komerčních nemovitostí, což odpovídá ekonomické intuici. V případě menšího počtu zaměstnanců není zájem pronajímat si velké budovy, a proto takové prostory bývají nějakou dobu neobsazené. S vyšší mírou neobsazenosti se snižuje i cena nemovitosti. Pozitivním vlivem na cenu nám překvapivě vyšla krátkodobá úroková sazba.

Následuje rovnice pro krátkodobý vztah, ve které byla odhadnuta ECT získaná z dlouhodobého vztahu:

$$\begin{aligned} \Delta price_{it} = & b_i + \gamma_1 \Delta GDP_pc_{it} + \gamma_2 \Delta unempl_{it} + \gamma_3 \Delta short_int_{it} + \gamma_4 \Delta STOCK_{it} \\ & + \gamma_5 \Delta BCI_{it} + \gamma_6 \Delta CPI_{it} + \Phi ECT_{i,t-1} + v_{it} \end{aligned}$$

Výsledky najdeme v následující tabulce Table 6.4. Vytvořil se robustní odhad, aby se ošetřila autokorelace a heteroskedasticita.¹ V krátkodobém období vykazují zásoby kancelářských ploch jako signifikantní proměnná. Ostatní koeficienty mají očekávaná znaménka. V tomto modelu je důležitý koeficient zpožděného reziduálu, který nám vyšel -0.141. Tento odhadnutý koeficient ukazuje, že v případě odchylky cen od jejich dlouhodobě fundamentální hod-

¹Breusch-Godfrey test a Breusch-Pagan test odhalil v původním modelu autokorelace a heteroskedasticita.

Table 6.3: Long run: DOLS

<i>Dependent variable: price</i>	
	PDOLS
GDP_pc	0,023 (0,027)
unempl	-101,382*** (22,747)
short_int	227,238*** (38,0788)
CPI	63,73*** (14,174)
STOCK	-0,244 (0,163471)
BCI	121,49*** (44,236)
R ²	0,91
Adjusted R ²	0,892
<i>Note:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

noty se tyto přibližují každé čtvrtletí přibližně ze 14,1 %. Což je poněkud vyšší než vyšlo v práci Hlaváček *et al.* (2016), vycházel jim nižší koeficient, -0.086.

Model umožňuje také určit míru nadhodnocení či podhodnocení. V případě dostupnosti skutečných cen z provedených transakcí můžeme srovnat s odhadnutými fundamentálními cenami.

Table 6.4: Short run

	<i>Dependent variable: Δ price</i>	
	PDOLS	Robust
ECT	-0.141** (0.043)	-0.141 (0.105)
diff_GDP_pc	0.056 (0.054)	0.056 (0.089)
diff_unempl	-132.793*** (36.761)	-132.793* (51.420)
diff_short_int	23.020 (23.352)	23.020 (14.260)
diff_STOCK	-0.487 (0.433)	-0.487** (0.153)
diff_BCI	67.893*** (18.518)	67.893** (24.287)
diff_CPI	5.407 (19.716)	5.407 (16.671)
Constant	20.279 (28.514)	20.279 (24.926)

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Chapter 7

Závěr

Komerční trh je jedním z největších lákadel pro zahraniční investory. Investice pak pro danou zemi znamenají lepší hospodářský růst. V této práci jsme se pokusili určit signifikantní ukazatele finanční stability. Chtěli jsme prozkoumat chování komerčního trhu a existenci vztahu mezi cenou nemovitosti a dalšími makroekonomickými veličinami. Vytvořili jsme databázi pěti zemí z období let 2002–2019. Použili jsme panelové modely s fixními efekty a model korekce chyb.

Z výsledků modelů jsme dospěli k závěru, že hlavními určujícími činiteli komerčních nemovitostí v krátkém období jsou zásoby kancelářských prostor, míra nezaměstnanosti a index obchodní důvěry (BCI). Avšak v dlouhodobém období jsou signifikantními ukazateli krátkodobá úroková sazba, index spotřebitelských cen a stejně jako v krátkém období nezaměstnanost a BCI. HDP nám překvapivě nevyšel signifikantní v žádném období.

Nezaměstnanost hraje významnou roli ve finanční stabilitě. Aby fungovaly všechny trhy, míra nezaměstnanosti musí být na „zdravé“ úrovni. Při vysoké míře nezaměstnanosti způsobí nárůst cen kanceláří a naopak. Lidé obecně budou více šetřit a méně utrácet. V nejhorším scénáři by to mohlo zastavit celou ekonomiku, a tak narušit finanční stabilitu.

Výsledky analýzy je třeba brát s opatrností, neboť mohou být velmi citlivé na výběr proměnných. Neexistuje jediný široce používaný soubor a rozhodnutí bylo založeno na literatuře v kombinaci s ekonomickou intuicí a dostupností dat. Problémy zůstávají buď v případě, že je vynechán důležitý základní determinant, nebo pokud je zahrnuta nepodstatná proměnná. Je vhodné zvážit také delší časovou řadu, ve které se promítnou minimálně dva hospodářské cykly. V kombinaci s makroekonomickými faktory pak můžeme být schopni na dvou

krizích lépe indikovat vztahy mezi danými determinanty.

Závěrem můžeme konstatovat, že komerční trh s kancelářskými prostory má dopad na finanční stabilitu. Bylo by vhodné nadále sledovat vývoj komerčního trhu v rámci finanční stability.

Chapter 8

Appendix

Table 8.1: Pooled OLS

	<i>Dependent variable:</i>
	diff(price)
diff(stock)	-0.249* (0.149)
diff(cpi)	25.877** (11.750)
diff(gdp)	0.104*** (0.027)
diff(unempl)	-82.452*** (18.599)
gfcf	5.043 (7.230)
diff(short_int)	99.965*** (20.888)
diff(BCI)	125.435*** (20.369)
diff(CLI)	-39.787** (19.858)
diff(CCI)	-34.781 (27.818)
Constant	-6.029 (30.486)
Observations	284
R ²	0.639
Adjusted R ²	0.627

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Table 8.2: Pooled OLS + RO

	<i>Dependent variable:</i>
	diff(price)
diff(stock)	−0.070 (0.151)
diff(cpi)	25.645** (11.969)
diff(gdp)	0.091*** (0.027)
diff(unempl)	−64.405*** (19.038)
gfcf	15.317** (7.434)
diff(short_int)	112.137*** (21.884)
Constant	−14.666 (32.434)
Observations	360
R ²	0.585
Adjusted R ²	0.576

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Table 8.3: Yearly analysis: Pooled OLS

<i>Dependent variable: Δ price</i>	
diff(stock)	−1.221** (0.572)
diff(cpi)	−15.933 (36.952)
diff(gdp)	0.204** (0.099)
unempl	−4.518 (15.436)
gfcf	48.998* (27.483)
diff(short_int)	159.379*** (55.226)
diff(BCI)	81.360* (43.341)
diff(CLI)	−57.036 (39.257)
diff(CCI)	−13.401 (58.363)
Constant	150.525 (228.726)
Observations	68
R ²	0.464
Adjusted R ²	0.381
<i>Note:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Table 8.4: Model s fixními efekty

	<i>Dependent variable:</i>
	(diff(price))
diff(stock)	−1.277* (0.642)
diff(cpi)	3.762 (33.583)
diff(gdp)	0.147* (0.083)
diff(unempl)	−171.461*** (43.100)
gfcf	30.841 (24.444)
diff(short_int)	123.536** (48.326)
diff(BCI)	98.274** (38.918)
diff(CLI)	−73.323** (34.607)
diff(CCI)	−24.690 (50.177)
Observations	68
R ²	0.607
Adjusted R ²	0.522
<i>Note:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Table 8.5: Cointegration testing

Kao	statistic	p-val
Modified Dickey-Fuller t	-4.4702	0
Dickey-Fuller t	-2.2147	0.0134
Augmented Dickey-Fuller t	-1.7452	0.0405
Unadj. Mod. Dickey-Fuller t	-5.3176	0
Unadj. Dickey-Fuller t	-2.4036	0.0081
<hr/>		
Pedroni	statistic	p-val
Group		
Modified Phillips-Perron t	-1.013	0.1555
Phillips-Perron t	-2.1638	0.0152
Augmented Dickey-Fuller t	-2.0662	0.0194
<hr/>		
Panel		
Modified variance ratio	3.7329	0.0001
Modified Phillips-Perron t	-1.277	0.1008
Phillips-Perron t	-2.022	0.0216
Augmented Dickey-Fuller t	-2.0177	0.0218
<hr/>		
Westerlund	statistic	p-val
Group		
Variance ratio	-1.6343	0.0511
<hr/>		
Panel		
Variance ratio	-0.8702	0.1921

Table 8.6: Unit root/Stationarity testing

IPS	levels		differences	
	statistic	p-val	statistic	p-val
PRICE	2.8707	0.998	-9.7996	0
GDP_pc	8.5318	1	-8.1593	0
unempl	3.3722	0.9996	-5.0184	0
short_int	-1.8394	0.0329	-7.5877	0
CPI	0.49	0.6879	-9.288	0
STOCK	1.1754	0.8801	-9.7539	0
BCI	-1.499	0.0669	-6.6865	0

Hadri	levels		differences	
	statistic	p-val	statistic	p-val
PRICE	35.3967	0	-2.0534	0.98
GDP_pc	89.7665	0	-2.0919	0.9818
unempl	61.7066	0	-1.9042	0.9716
short_int	77.7459	0	-2.0805	0.9813
CPI	89.4061	0	-2.1031	0.9823
STOCK	90.8859	0	-2.007	0.9776
BCI	13.5488	0	-2.058	0.9802

Bibliography

- ARELLANO, M. (1987): "Practitioners' corner: Computing robust standard errors for within-groups estimators." *Oxford bulletin of Economics and Statistics* **49(4)**: pp. 431–434.
- BALL, M., C. LIZIERI, & B. D. MACGREGOR (1998): *The economics of commercial property markets*. Psychology Press.
- BROOKS, C. & S. TSOLACOS (2010): *Real Estate Modelling and Forecasting*. Cambridge University Press.
- DAVIS, E. & H. ZHU (2004): "Bank lending and commercial property cycles: Some cross-country evidence." *Journal of International Money and Finance* **30**: pp. 1–21.
- DAVIS, E. & H. ZHU (2009): "Commercial property prices and bank performance." *The Quarterly Review of Economics and Finance* **49**: pp. 1341–1359.
- DICKEY, D. A. & W. A. FULLER (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root." *Journal of the American statistical association* **74(366a)**: pp. 427–431.
- DIPASQUALE, D. & W. C. WHEATON (1996): *Urban economics and real estate markets*, volume 23. Prentice Hall Englewood Cliffs, NJ.
- ENGLE, R. F. & C. W. GRANGER (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica: journal of the Econometric Society* pp. 251–276.
- GOETZMANN, W. N., B. CASE, & K. G. ROUWENHORST (1999): "Global Real Estate Markets: Cycles And Fundamentals." (**ysm116**).
- GRANGER, C. W. & P. NEWBOLD (1974): "Spurious regressions in econometrics." *Journal of econometrics* **2(2)**: pp. 111–120.

- GYOURKO, J. (2009): “Understanding commercial real estate: Just how different from housing is it?” *The Journal of Portfolio Management* **35**.
- HADRI, K. (2000): “Testing for stationarity in heterogeneous panel data.” *The Econometrics Journal* **3(2)**: pp. 148–161.
- HLAVÁČEK, M., O. NOVOTNÝ, & M. RUSNÁK (2016): “Analýza cen komerčních nemovitostí v zemích střední evropy.” *Politická ekonomie* **2016**: pp. 63–18.
- IACOVIELLO, M. (2002): “House prices and business cycles in europe: a var analysis.” *A VAR Analysis* .
- IM, K. S., M. H. PESARAN, & Y. SHIN (2003): “Testing for unit roots in heterogeneous panels.” *Journal of econometrics* **115(1)**: pp. 53–74.
- KAO, C. (1999): “Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data.” *Journal of econometrics* **90(1)**: pp. 1–44.
- LAURIN, F., J.-J. DARGENSIO, & T. GOGINASHVILI (2010): “The real estate conundrum in the cee office markets: Thinking too big?” .
- LEVIN, A., C.-F. LIN, & C.-S. J. CHU (2002): “Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties.” *Journal of econometrics* **108(1)**: pp. 1–24.
- LUX, M., M. MIKESZOVÁ, & P. SUNEGA (2010): *Podpora dostupnosti bydlení pro lidi akutně ohrožené sociálním vyloučením: mezinárodní perspektiva a návrhy opatření v ČR*. Sociologický ústav AV ČR.
- NEWBY, W. K. & K. D. WEST (1986): “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelationconsistent covariance matrix.”
- PEDRONI, P. (2004): “Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the ppp hypothesis.” *Econometric theory* **20(3)**: pp. 597–625.
- PHILLIPS, P. C. & P. PERRON (1988): “Testing for a unit root in time series regression.” *Biometrika* **75(2)**: pp. 335–346.
- QUAN, D. W. C. & S. TITMAN (1999): “Do real estate prices and stock prices move together? an international analysis.” *Real Estate Economics* **27**: pp. 183–207.

-
- SCHWERT, G. (1989): “Tests for unit roots: A monte carlo investigation.” *Journal of Business & Economic Statistics* **7(2)**: pp. 147–59.
- WESTERLUND, J. (2007): “Testing for error correction in panel data.” *Oxford Bulletin of Economics and statistics* **69(6)**: pp. 709–748.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2013): “Introductory econometrics: a modern approach 5th edition.” *Mason, OH: South-Western* .