

**MAKROEKONOMICKÝ MODEL KREDITNÍHO RIZIKA<sup>135</sup>****1. ÚVOD**

Jak je uvedeno v této zprávě, kreditní riziko zůstává v ČR i přes svůj pokles nadále hlavním rizikem pro finanční stabilitu. Na úrovni jednotlivého dlužníka závisí kreditní riziko především na jeho individuálních charakteristikách (finanční výsledky, schopnost splácet, věk, příjem...), na systémové úrovni se dá předpokládat cyklický vývoj kreditního rizika a jeho závislost na vývoji základních makroekonomických ukazatelů.

Tento článek je zaměřen na makroekonomický model míry defaultu v české ekonomice. Cílem je sestavení modelu, který by umožnil odhadnout očekávaný podíl špatných úvěrů na celkovém kreditním portfoliu bank v závislosti na vývoji hlavních makroekonomických ukazatelů. Ukazatel podílu špatných úvěrů je jedním ze vstupů modelu zátěžového testování vyvinutého v ČNB.<sup>136</sup> Doposud byl uvažován jako konstantní parametr odhadnutý z extrémních událostí v rámci historického vývoje. Nový přístup umožňuje modelovat dopady nejrůznějších makroekonomických šoků na kvalitu úvěrového portfolia a následně v kombinaci se zátěžovým aparátem na kapitál celé bankovní soustavy. Tyto šoky mohou být nastaveny buď expertně na základě historických zkušeností, nebo mohou být konstruovány ve formě alternativních scénářů navázaných na hlavní makroekonomický predikční model ČNB.

Článek je strukturován následovně. Druhá část dává stručný přehled možných teoretických přístupů k modelování kreditního rizika a všímá si také přístupů k této problematice aplikovaných jinými centrálními bankami. Ve třetí části jsou diskutovány časové řady použité pro odhad modelu. Čtvrtá část popisuje výsledky aplikovaného modelu pro českou ekonomiku. Další část je zaměřena na využití dosažených výstupů modelu pro zátěžové testování. Závěr shrnuje dosažené výsledky a diskutuje možné další oblasti rozvoje modelování kreditního rizika v ČR. Součástí článku je i technická příloha, která uvádí popis teoretických předpokladů a odvození použitého ekonometrického modelu.

**2. MODELY KREDITNÍHO RIZIKA****2.1. Základní přístupy k modelům kreditního rizika**

V rámci modelování kreditního rizika existují dvě základní třídy modelů. První typ, který se snaží o odhadnutí rizikového profilu jednotlivých dlužníků a bývá používán především v každodenní praxi komerčních bank, můžeme označit jako model individuálního kreditního rizika. I v rámci těchto modelů banky mohou zahrnovat mezi vysvětlující proměnné makroekonomické indikátory, aby se vyhnuly problému procyklického hodnocení kreditního rizika.<sup>137</sup> Výstupy individuálních kreditních rizikových modelů mohou být použity pro výpočet kapitálových požadavků na banky v rámci tzv. Internal Ratings Based Approach (IRB) Nové basilejské kapitálové direktivy (NBCA),<sup>138</sup> která bude závazná od roku 2007.

V tomto článku je použit druhý typ kreditních modelů vycházejících z makroekonomického modelování kreditního rizika. Tyto modely se pokouší odhadnout změny kreditního rizika na agregátní úrovni, bývají proto využívány právě pro vyhodnocení systémového rizika resp. vyhodnocení finanční stability v dané ekonomice.

V rámci makroekonomických modelů kreditního rizika se v praxi používají tři základní přístupy, které metodologicky vycházejí z modelů individuálního rizika. První, tradiční a často využívaný pohled je založen na nalezení empirického vztahu mezi vysvětlovanou proměnnou reprezentující kvalitu úvěrového portfolia a klíčovými makroekonomickými indikátory,<sup>139</sup> přičemž lze u něj relativně obtížně vysledovat transmisní kanál mezi vývojem makroekonomických ukazatelů a ukazatelem kreditního rizika. Druhý přístup pracuje s pokročilejšími modely vycházejícími z tzv. strukturálních modelů individuálního rizika, které se opírají o mikroekonomické zdůvodnění tvorby kreditního rizika.<sup>140</sup> Třetím způsobem modelování kreditního rizika jsou takzvané redukované modely, které používají jako vstupy údaje o vývoji tržních cen podnikových dluhopisů a akcií. Výhodou tohoto třetího typu modelů je využití informace skryté v těchto cenách. Pro analýzu vývoje kreditního rizika v ČR však tyto modely nejsou příliš použitelné vzhledem k malé rozvinutosti kapitálového trhu.

135 Petr Jakubík, ČNB.

136 Metodologie zátěžového testování je podrobně popsána v práci Čihák, Heřmánek (2005).

137 Tedy problému, kdy by docházelo k pozitivnímu hodnocení kreditního rizika jednoho subjektu v období ekonomického růstu a negativnímu hodnocení v období ekonomického zpomalení. Modely kreditního rizika, které by neřešily problém procykličnosti by mohly znamenat další prohloubení ekonomického cyklu.

138 Viz Gordy (2003), Finger (2001), jednofaktorový model byl pro potřeby BASEL II využit ke kalibraci rizikových vah (pravděpodobnost defaultu, korelace aktiv dlužníků pro jednotlivé rizikové třídy). Aplikace modelu na německou ekonomiku může být nalezena např. u Rösch (2003) nebo Hamerle, Liebig, Scheule (2004).

139 Empirické modely kreditního rizika jsou diskutovány například v Bunn, Cunningham, Drehmann (2005), Deutsche Bundesbank (2005), Babouček, Jančar (2005), Virolainen (2004).

140 Strukturální modely se zabývá například Jakubík (2006).

Pro vývoj modelu pro potřeby zátěžového testování byl zvolen druhý přístup. Cílem bylo získat odhad možného budoucího vývoje špatných úvěrů v portfoliích bank v závislosti na změnách makroekonomického prostředí. Použitý přístup vychází z modelu tzv. mertonovského typu,<sup>141</sup> který modeluje default dlužníka jako událost, kdy hodnota výnosu jeho aktiv klesne pod určitou prahovou hodnotu. Pro odhadovaný model byl využit předpoklad, že tato prahová hodnota závisí na vývoji makroekonomických veličin. Hodnota prahu je přitom zřejmě nižší v recesi a naopak vyšší v období konjunktury. Tento typ modelu dále předpokládá, že hodnota výnosu závisí vedle pozorovaných faktorů i na nepozorovatelných (tzv. latentních) faktorech, které mají mikroekonomické vysvětlení a u nichž je učiněn určitý předpoklad o jejich distribucích.<sup>142</sup>

## 2.2. Modely kreditního rizika v jiných centrálních bankách

Většina centrálních bank pracuje s nějakou formou citlivostních analýz či zátěžového testování, ale pouze některé z nich používají makroekonomický kreditní model. Pokud centrální banky používají makroekonomické kreditní modely, pak se jedná většinou o modely empirického typu, což je například případ Velké Británie, Německa, Belgie nebo Finska. Bank of England využívá empirický model<sup>143</sup> odhadující míru úpadku nefinančních podniků a míru defaultu na portfoliu hypoték a kreditních karet. Takto získané hodnoty dále vstupují jako vysvětlující proměnné do modelů odhadu kreditních ztrát. Míry defaultů jsou odhadovány na základě reálného HDP, reálné úrokové míry, nezaměstnanosti, zadluženosti podniků a dalších agregovaných indikátorů. V případě Finska jde o makroekonomický model založený na logistické regresi,<sup>144</sup> který vysvětluje vztah míry defaultu pro jednotlivé sektory ekonomiky na základě makroekonomických indikátorů.<sup>145</sup> Tento model uvažuje reálný HDP, nominální úrokové sazby a ukazatel zadluženosti jednotlivých zkoumaných odvětví jako vysvětlující proměnné. Míra defaultu je modelována pomocí podílu bankrotů firem k celkovému počtu firem pro daný sektor ekonomiky. Maďarská centrální banka připravuje rovněž kreditní model, který pracuje s počtem bankrotů firem pro jednotlivé sektory ekonomiky, a který vychází z přístupu využívaného finskou centrální bankou. V případě Německa byl použit regresní model odhadnutý na panelu německých bank. Zde byla jako vysvětlovaná proměnná použita logistická transformace podílu vytvořených opravných položek na kreditním portfoliu. Tento model pracuje se změnou bezrizikové úrokové sazby, růstem HDP a růstem úvěrového portfolia jako makroekonomických indikátorů v roli vysvětlujících proměnných. Belgická centrální banka používá model založený na logistické regresi odhadující agregátní míru defaultu podnikového sektoru. Jako vysvětlující proměnné používá mezeru výstupu, nominální dlouhodobé úrokové sazby a zpožděnou míru agregovaného podnikového defaultu.<sup>146</sup> Obecně lze říci, že se v poslední době rozvoj makroekonomických modelů kreditního rizika stává významnou oblastí zájmu centrálních bank jako institucí sledujících udržování finanční stability. Problematika spojená s těmito modely se nicméně velmi rychle rozvíjí, přičemž neexistuje jednoznačná shoda na tom, který z typů modelů je nejlepší.

## 3. POUŽITÁ DATA

Pro všechny výpočty byla použita čtvrtletní data české ekonomiky. Model je založen na časových řadách špatných úvěrů a vybraných makroekonomických indikátorech.

### 3.1. Špatné úvěry

Modelem odhadovaná (závislá) proměnná kreditního rizika resp. defaultu může být definována několika způsoby. Obecně je událost defaultu definována jako porušení platební morálky. Při vyhodnocování kreditního rizika se většinou pracuje s 12měsíční pravděpodobností defaultu, která je pro daný okamžik definována jako pravděpodobnost toho, že nastane událost defaultu v 12měsíčním období od daného okamžiku, když současně tato událost nenastala u daného subjektu v období bezprostředně předcházející daný okamžik. Uvedená definice tak odpovídá novým událostem defaultu v ekonomice.

141 Modely tzv. mertonovského typu vycházejí z modelů oceňování opcí, které odhadují hodnotu firmy jako cenu prodejní opce. Tato myšlenka byla poprvé diskutována v článku Merton (1974).

142 Pro potřeby odhadu byl uvažován pouze jeden nepozorovatelný faktor, odsud označení modelu jako jednofaktorového. Podrobnější a více technický popis použitého přístupu je uveden v příloze.

143 Popis makroekonomického modelu kreditního rizika používaného Bank of England lze nalézt u Bunn, Cunningham, Drehmann (2005).

144 Regresní logistický model odpovídá lineární regresi aplikované po logistické transformaci vysvětlované proměnné.

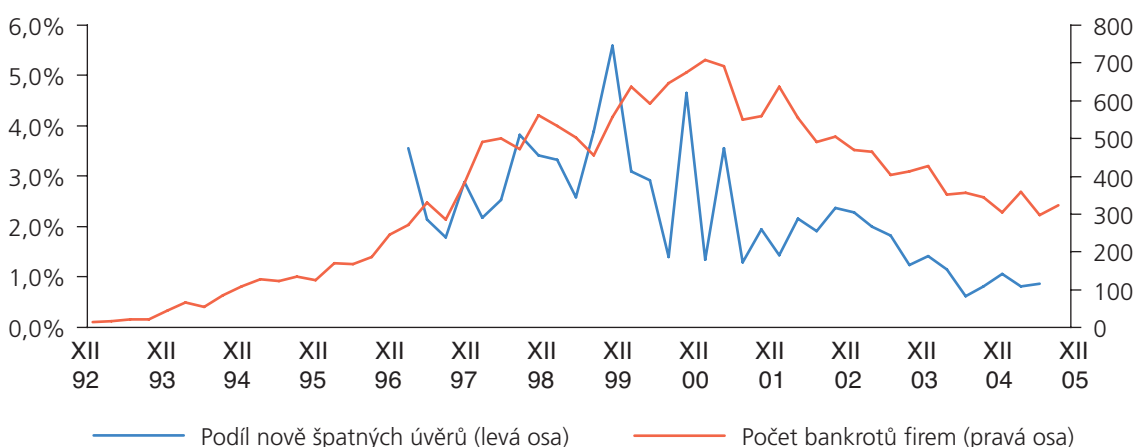
Logistická transformace vysvětlované proměnné  $y$  odpovídá výrazu  $\ln \frac{y}{1-y}$ . Tento výraz u kreditních modelů transformuje původní hodnotu z intervalu  $[0;1]$  na hodnoty z celé reálné osy.

145 Makroekonomický model kreditního rizika pro finskou ekonomiku je popsán v Virolainen (2004).

146 Makroekonomický model agregátní míry podnikového defaultu je diskutován v National Bank of Belgium (2005).

V našem modelu byla míra defaultu modelována podílem nově vzniklých „špatných“ úvěrů k celkovému objemu úvěrů v ekonomice.<sup>147</sup> Čtvrtletní časové řady nově vzniklých špatných úvěrů byly k dispozici od Q1/1997 do Q3/2005. Jejich vývoj byl nicméně ovlivněn jednorázovými opatřeními, která znamenala překlasifikování nespplácených úvěrů zajištěných nemovitostmi v letech 1999 – 2001.<sup>148</sup> V tomto období dochází k výrazným výhybkám počítaného podílu nově klasifikovaných úvěrů na bankovním portfoliu. Toto překlasifikování však nepředstavovalo faktickou změnu skutečné kvality těchto portfolií, je možné jej chápat jako určité zrealnění ukazatele stavu klasifikovaných úvěrů.

**GRAF 1 – Vývoj míry defaultu firem**  
(čtvrtletní data)



Pramen: ČNB, Ministerstvo spravedlnosti ČR

Pro čtvrtletí, kdy dochází k výrazným výhybkám sledovaného ukazatele od pozorovaného trendu, byla použita zvláštní (dummy) proměnná nastavena na hodnotu 1. Jedná se o období Q3/1999, Q4/1999, Q4/2000, Q2/2002. V ostatních případech nabývá tato proměnná hodnoty 0. Takto definovaná dummy proměnná odpovídá vlivu změny přístupu ke klasifikaci úvěrů.

Alternativním přístupem k aproximaci míry defaultu v ekonomice je použití časové řady počtu prohlášených konkurzů nebo vyrovnání. Tento přístup byl využit například pro odhad makroekonomického kreditního rizikového modelu finské ekonomiky.<sup>149</sup> Pro Českou republiku jsou tato data dostupná od počátku transformace, vyšší vypovídací hodnotu zřejmě mají ovšem až od konce devadesátých let.<sup>150</sup> Čtvrtletní vývoj počtu prohlášených konkurzů v České republice demonstruje GRAF 1. V praxi zřejmě dochází k určitému zpoždění mezi podáním návrhu na konkurz a jeho skutečným prohlášením a také většinou k předstihu události defaultu na úvěrovém portfoliu před faktickým prohlášením návrhu na konkurz. Využití této časové řady pro českou ekonomiku může být rovněž omezeno častými změnami příslušné legislativy.<sup>151</sup> Vzhledem k těmto skutečnostem nebyla časová řada úpadců nakonec využita k odhadu makroekonomického kreditního modelu pro českou ekonomiku. Nicméně GRAF 1 potvrzuje obdobný vývoj této časové řady a podílu nárůstu klasifikovaných úvěrů na kreditním portfoliu.

147 Tedy úvěrů, které se v daném čtvrtletí staly „špatnými“. Za okamžik defaultu se považuje doba, kdy byl úvěr poprvé klasifikován jako nestandardní či horší. Posuny v rámci skupiny „špatných“ úvěrů (např. další zhoršení klasifikace úvěru z pochybného na ztrátový) se dle této definice v míře defaultu již neprojeví. Tato veličina nekoresponduje s podílem celkových klasifikovaných či ohrožených úvěrů, které nejsou optimálním měřítkem kreditního rizika, neboť mohou obsahovat úvěry, které byly poprvé klasifikovány před velmi dlouhou dobou a v portfoliu úvěrů přetrvávají např. z účetních důvodů a se současnou situací ekonomiky nesouvisí.

148 Opatření ČNB ze dne 17. září 1997, kterým se stanovují zásady klasifikace pohledávek z úvěrů a tvorby opravných položek k těmto pohledávkám, ve znění pozdějších předpisů.

149 Makroekonomické modely kreditního rizika finské ekonomiky pracující s počtem bankrotů firem je možno nalézt u Virolainen (2004), Jakubík (2006).

150 Časová řada bankrotů ukazuje, že počet bankrotů na počátku devadesátých let byl velmi nízký, zřejmě z důvodu nedostatečné legislativy.

151 Podrobně legislativní aspekty diskutuje následující článek „Vliv úpadkového práva na finanční stabilitu“ v tematické části této zprávy.

### 3.2. Uvažované makroekonomické indikátory

V souvislosti s ukazatelem míry defaultu v ekonomice jsou jako vysvětlující proměnné používány nejrůznější makroekonomické indikátory. Nejčastěji jsou v této souvislosti uvažovány úrokové sazby a hrubý domácí produkt.<sup>152</sup> Hrubý domácí produkt je základním ukazatelem cyklické pozice ekonomiky, přičemž jeho pokles či nízký růst se v kreditním riziku projevuje například prostřednictvím negativních efektů na zisky firem, na růst mezd zaměstnanců, na nezaměstnanost či na ceny aktiv (např. nemovitosti), vedoucích ke zhoršení kvality úvěrového portfolia. Obdobný efekt na kreditní portfolio má i růst úrokových sazeb, který zvyšuje náklady na financování podniků i domácností, snižuje tržní hodnotu aktiv apod.

V případě HDP byl použit meziroční reálný růst HDP. Jako nominální úrokové sazby byly uvažovány jednoměsíční a jednoroční mezibankovní sazby PRIBOR, reálné úrokové sazby byly ex post deflovány indexem spotřebitelských cen. Dále byly mezi vysvětlujícími proměnnými uvažovány reálný efektivní měnový kurz a nominální kurzy CZK/EUR a CZK/USD,<sup>153</sup> které jsou pro kreditní riziko důležité vzhledem k charakteru české ekonomiky jako malé otevřené ekonomiky, kdy finanční situace především podnikové sféry silně závisí na vývoji devizového kurzu. Posledním použitým ukazatelem byla úroveň zadlužení ekonomiky měřená poměrem objemu klientských úvěrů a hrubého domácího produktu, který aproximuje expozici finančního sektoru vůči zbytku privátního sektoru.

Při výběru množiny makroekonomických indikátorů bylo nakonec zohledněno rovněž hledisko interpretovatelnosti dosažených výsledků. Důraz byl kladen zejména na získání vztahu mezi kreditním rizikem reprezentovaným nárůstem špatných úvěrů v bankovním portfoliu a makroekonomickými indikátory, které již vystupují ve scénářích zátěžových testů.<sup>154</sup> Určitým omezením výběru proměnných byla i snaha navázat tento model kreditního rizika na výsledky makroekonomické prognózy ČNB.<sup>155</sup>

## 4. ODHAD MODELU

Při zohlednění kritérií výběru proměnných navazujících na scénáře zátěžového testování a na výstupy makroekonomické prognózy ČNB byl vybrán statisticky nejlepší model obsahující HDP, nominální úrokovou sazbu, inflaci a dummy proměnnou pro účely změny metodiky s následným jednorázovým dopadem na překlasifikování úvěrového portfolia. V případě hrubého domácího produktu byl použit nezpožděný meziroční reálný růst HDP. U sazeb byla statisticky nejvýznamnější nominální sazba ročního PRIBORu zpožděná o čtyři čtvrtletí, u inflace pak meziroční tempo čtvrtletního průměru indexu CPI zpožděného o dvě čtvrtletí. Byl testován i model bez začlenění dummy proměnné, který dával velmi podobné výsledky, ačkoli nepatrně nadhodnocoval míru defaultu ke konci sledovaného období, což ukazuje na jistou robustnost zvoleného modelu.

Výsledky odhadnutého modelu uvádí TAB. 1.<sup>156</sup> Všechny odhady byly významné na hladině významnosti menší než 5 %. Míra defaultu v ekonomice má negativní vztah k hrubému domácímu produktu, tedy vyšší růst HDP vede ke snížení kreditního rizika. Naopak míra kreditního rizika je v pozitivním vztahu k úrokovým sazbám, což rovněž odpovídá ekonomické intuici. Zařazením inflace do modelu dochází k tlumení efektu nominálních úrokových sazeb

**TAB. 1 – Model míry defaultu v ekonomice**

Popis proměnné odpovídající odhadnutému koeficientu	Označení	Odhad	Směrodatná chyba	Pr> t
Konstanta ( $\beta_0$ )	<i>c</i>	-2,0731	0,1019	<0.0001
Hrubý domácí produkt ( $\beta_1$ )	<i>hdp</i>	-4,9947	1,9613	0,0162
Nominální úroková sazba ( $\beta_2$ )	<i>R<sub>t-4</sub></i>	2,7839	0,9076	0,0045
Inflace ( $\beta_3$ )	<i><math>\pi_{t-2}</math></i>	-2,4364	1,0994	0,0344
Dummy ( $\beta_4$ )	<i>dum</i>	0,3296	0,0663	<0.0001
Vliv latentní složky ( $\rho$ )		0,0121	0,0032	0,0008

Pramen: ČNB

152 K problematice vysvětlujících makroekonomických indikátorů viz například Virolainen (2004), Deutsche Bundesbank (2005), Rösch (2003), Jakubík (2006).

153 K výpočtu reálného kurzu byl použit interní výpočet ČNB založený na indexech CPI a průběžných vahách odpovídajících průměrnému minulému ročnímu obchodnímu obratu.

154 Tyto indikátory tak ovlivňují v zátěžovém testování výslednou kapitálovou přiměřenost dvěma kanály. První je přímo prostřednictvím jejich vlivu do bilancí bank, druhý nepřímý působí právě prostřednictvím odhadu kreditního rizika.

155 Výsledky makroekonomické prognózy ČNB jsou pravidelně diskutovány ve Zprávě o inflaci, publikované čtvrtletně ČNB.

156 Technická specifikace použitého modelu je uvedena v příloze.

zpožděných o čtyři čtvrtletí o skutečnou inflaci zpožděnou o dvě čtvrtletí. Z tohoto důvodu je odhad koeficientu reprezentující v modelu inflaci záporný. Kombinace nominálních úrokových sazeb a inflace demonstruje závislost míry kreditního defaultu v české ekonomice na reálných úrokových sazbách spíše než na nominálních, i když odhadnuté koeficienty nejsou přesně stejné a mají různá zpoždění. Statistická významnost vlivu nepozorovatelné složky ukazuje, že i přes začlenění makroekonomických indikátorů do modelu, je tento faktor stále nezbytný pro vysvětlení závislé proměnné.<sup>157</sup> Tento výsledek znamená, že míru defaultu v ekonomice ovlivňují i jiné faktory než makroekonomické indikátory.

Odhadnutou podobu funkčního vztahu vývoje míry defaultu v ekonomice udává rovnice (1).<sup>158</sup>

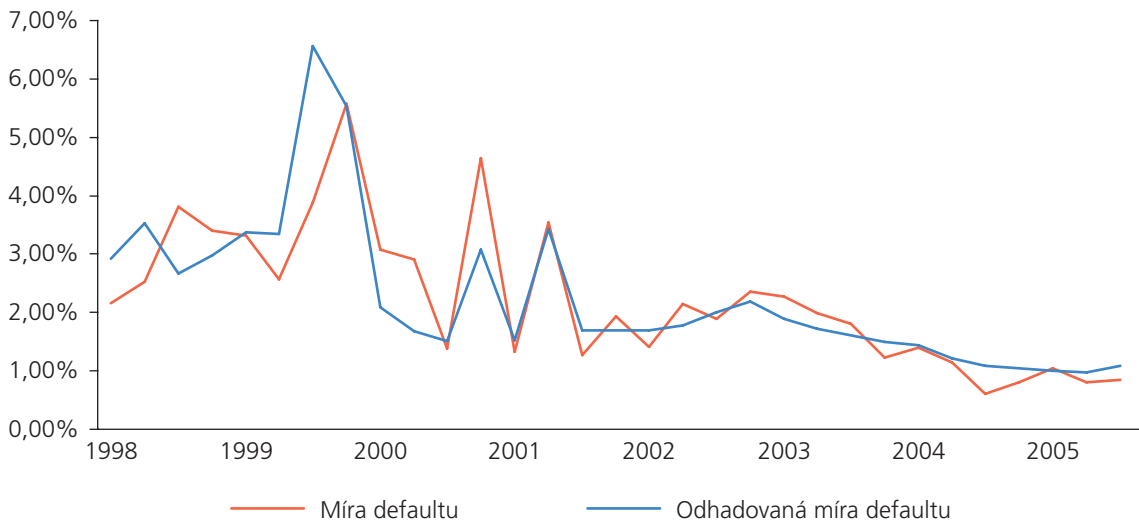
$$df_t = \phi(-2,0731 - 4,9947hdp_t + 2,7839R_{t-4} - 2,4364\pi_{t-2} + 0,3296dum_t) \quad (1)$$

Dummy proměnná bude nadále pro odhady kreditního rizika nabývat hodnoty nula. Odsud plyne, že vztah (1) lze pro účely odhadu čtvrtletní míry defaultu zjednodušeně přepsat do tvaru (2).

$$df_t = \phi(-2,0731 - 4,9947hdp_t + 2,7839R_{t-4} - 2,4364\pi_{t-2}) \quad (2)$$

Koeficienty z rovnic (1) a (2) nelze jednoduše interpretovat jako běžně používané elasticity dopadů příslušných makroekonomických faktorů do kreditního rizika, neboť jsou dále přepočítávány kumulovanou distribuční funkcí normálního rozdělení, takže jejich dopad není lineární. Jednoduchá citlivostní analýza dopadů změn makroekonomických proměnných je uvedena v části 5 tohoto článku.

**GRAF 2 – Odhadnutý model míry defaultu**  
(čtvrtletní data)



**Pramen: ČNB**

Schopnost vysvětlit čtvrtletní míru defaultu odhadnutým modelem (1) zobrazuje GRAF 2. Odhadnutý model je variantou modelu binární volby,<sup>159</sup> na který nelze aplikovat standardní přístupy k měření statistické významnosti odhadu. Přesto ale existuje řada méně běžných ukazatelů, které je možné použít, a které naznačují dobrou vypořádací schopnost modelu.<sup>160</sup>

<sup>157</sup> Latentní faktor v modelu vyjadřuje nepozorovatelnou část makroekonomického rizika, které není možno vysvětlit makroekonomickými indikátory. Podrobnější vysvětlení tohoto koeficientu je uvedeno příloze.

<sup>158</sup> Symbol  $\phi$  označuje distribuční funkci normálního rozdělení. Koeficient  $\rho$  z TAB. 1 se v rovnici (1) nevyskytuje, ale je pro odhad modelu nezbytný. Podrobněji je jeho úloha v odhadu a interpretace diskutována v technické příloze tohoto článku.

<sup>159</sup> Binární modely obecně uvažují situace se dvěma možnými realizacemi závislé veličiny (0,1). Spočívají v odhadu pravděpodobnosti nastání jedné z těchto událostí. Formální popis použitého modelu je obsažen v technické příloze tohoto článku.

<sup>160</sup> Např. tzv. pseudokoeficienty determinace. Estrellův koeficient  $R_{\epsilon}^2=0,97$ , Cragg-Uhlerovy koeficienty  $R_{CU1}^2=0,95$ ,  $R_{CU2}^2=0,95$ , Veall-Zimmermannův koeficient  $R_{VZ}^2=0,80$ . Definice ukazatelů viz příloha.

## 5. VYUŽITÍ MODELU PŘI ZÁTĚŽOVÉM TESTOVÁNÍ

Pomocí odhadnutého modelu lze testovat dopady makroekonomických šoků na míru defaultu bankovního portfolia na úrovni agregované ekonomiky. Odhadovaný model vychází ze čtvrtletních časových řad, proto i odhadnutá míra defaultu je čtvrtletním údajem, který je pro potřeby zátěžového testování nutné annualizovat.<sup>161</sup>

Pro predikci míry defaultu musíme nastavit vstupy makroekonomického kreditního modelu, které budou současně sloužit jako parametry zátěžového testování. Jedná se o nezpožděný meziroční reálný růst, úroveň nominálních ročních úrokových sazeb zpožděných o čtyři čtvrtletí a meziroční míru inflace zpožděnou o dvě čtvrtletí oproti predikčnímu horizontu. Tyto hodnoty lze nastavit buď expertně nebo jako procentní odchylku od makroekonomických prognóz vytvářených v rámci ČNB či jako výstupy makroekonomického modelu ČNB při předpokládané realizaci významných, málo pravděpodobných, ale nikoli zcela vyloučených negativních makroekonomických šoků.

Následující tabulka (TAB. 2) uvádí výsledky makroekonomického kreditního modelu pro různé kombinace úrovní hodnot růstu HDP, nominálních úrokových sazeb a míry inflace. Jedná se pouze o ilustrativní příklady citlivosti ukazatele kreditního rizika pro různé kombinace vysvětlujících proměnných, nikoli o skutečné hodnoty vstupující do zátěžového testování. Z tabulky je zřejmé, že citlivost míry kreditního rizika např. na změnu růstu HDP o 1 p.b. se ceteris paribus liší také podle úrovně tohoto růstu. Pro vyšší míry růstu HDP jsou dopady poklesu růstu o 1 p.b. nižší než při nižších úrovních. Důvodem je fakt, že zvolená varianta modelu, resp. odhad modelu (2), používá propočtení pomocí kumulativní distribuční funkce normálního rozdělení. Obdobný závěr platí i pro ostatní veličiny v modelu.

**TAB. 2 – Citlivostní analýza modelu (čtvrtletní změna špatných úvěrů v závislosti na hodnotě exogenních proměnných)<sup>162</sup>**

CPI	R	růst HDP					
		-2%	-1%	0%	1%	2%	3%
2%	2%	2,6%	2,3%	2,1%	1,8%	1,6%	1,4%
	4%	3,0%	2,6%	2,4%	2,1%	1,8%	1,6%
	6%	3,4%	3,0%	2,7%	2,4%	2,1%	1,9%
1%	8%	3,8%	3,4%	3,0%	2,7%	2,4%	2,1%
	10%	4,3%	3,8%	3,4%	3,1%	2,7%	2,4%
	4%	2,8%	2,5%	2,2%	2,0%	1,7%	1,5%
2%	6%	3,2%	2,8%	2,5%	2,2%	2,0%	1,8%
	8%	3,6%	3,2%	2,9%	2,6%	2,3%	2,0%
	10%	4,1%	3,6%	3,3%	2,9%	2,6%	2,3%
3%	4%	2,6%	2,4%	2,1%	1,9%	1,6%	1,4%
	6%	3,0%	2,7%	2,4%	2,1%	1,9%	1,7%
	8%	3,4%	3,0%	2,7%	2,4%	2,2%	1,9%
4%	10%	3,9%	3,5%	3,1%	2,8%	2,5%	2,2%
	6%	2,8%	2,5%	2,3%	2,0%	1,8%	1,6%
	8%	3,2%	2,9%	2,6%	2,3%	2,0%	1,8%
5%	10%	3,7%	3,3%	2,9%	2,6%	2,3%	2,1%
	6%	2,7%	2,4%	2,1%	1,9%	1,7%	1,5%
	8%	3,1%	2,7%	2,4%	2,2%	1,9%	1,7%
	10%	3,5%	3,1%	2,8%	2,5%	2,2%	1,9%

Výsledky makroekonomického kreditního modelu jsou využity v současné verzi zátěžového testování pro odhad podílu špatných úvěrů v portfoliu, který dále vstupuje do zátěžového testování jako vstupní parametr. Kreditní model umožňuje generování špatných úvěrů v bankovním portfoliu jako výsledek šoku v podobě změny reálného růstu HDP, nominálních úrokových sazeb nebo inflace.

161 Způsoby provedení této analýzy viz předchozí článek „Shrnutí výsledků zátěžových testů bank“ v této Zprávě o finanční stabilitě.

162 Citlivostní analýza pracuje s nezpožděným růstem HDP, inflací dle indexu CPI zpožděnou o 2 čtvrtletí a nominálními úrokovými sazbami zpožděnými o 4 čtvrtletí.

## 6. ZÁVĚR

V rámci vývoje makroekonomického kreditního modelu pro českou ekonomiku byl použit jednofaktorový model mertonovského typu odhadnutý pro agregovanou ekonomiku. Model potvrdil velmi silnou vazbu mezi kvalitou portfolií bank a makroekonomickým prostředím. Odhadnutý makroekonomický kreditní rizikový model byl začleněn do stávající verze zátěžového testování a umožnil tak získání vazby mezi kvalitou úvěrového portfolia a makroekonomickým prostředím. Jedním z možných vylepšení modelu je jeho dynamizace, která by umožnila zohlednit vývoj korelace aktiv v čase. Zvolený typ modelu umožňuje také jeho rozšíření v podobě začlenění mikroekonomických dat do modelu nebo odhadu modelu na sektorálních datech. Problematika odhadu pravděpodobnosti defaultu na agregovaném úvěrovém portfoliu je těsně spjatá s vývojem veličiny označované jako ztráta při defaultu. Stávající začlenění makroekonomického kreditního modelu do zátěžového testování předpokládá nejhorší možný scénář, tedy stoprocentní ztrátu. V budoucnu by mohlo dojít k zpřesnění modelování dopadu makroekonomických šoků na objem špatných úvěrů v portfoliu odhadem modelu ztráty při defaultu jako funkce pravděpodobnosti defaultu na agregátních datech.

## PŘÍLOHA

### Použitý makroekonomický model – Jednofaktorový model mertonovského typu

Následující rovnice popisují použitou verzi latentního faktorového modelu, který se objevuje v řadě prací.<sup>163</sup> Základní myšlenka vychází z Mertonova modelu.<sup>164</sup> Pro standardizovaný logaritmický výnos aktiv firmy je předpokládán náhodný proces se standardní normální distribucí. Diskrétní normální logaritmický výnos vyhovuje následující rovnici pro každou firmu v ekonomice.

$$R_{it} = \sqrt{\rho}F_t + \sqrt{1-\rho}U_{it} \quad (3)$$

$R$  označuje logaritmický výnos aktiv pro každou firmu  $i$  v čase  $t$ .  $F$  odpovídá logaritmickému výnosu v ekonomice nezávislému na dané firmě  $i$  v čase  $t$ , který je předpokládán jako náhodná proměnná se standardní normální distribucí. Tato proměnná představuje část výnosu, který není specifický pro danou firmu, a může tedy odpovídat všeobecným podmínkám výnosnosti firem v ekonomice.  $U$  označuje výnos specifický pro danou firmu, který je předpokládán opět náhodný standardně normálně rozdělený. Obě náhodné proměnné jsou dále předpokládány sériově nezávislé. Koeficient  $\rho$  vyjadřuje korelaci mezi výnosem aktiv libovolných dvou dlužníků. Logaritmický výnos aktiv každé firmy má na základě výše uvedených přijatých předpokladů rovněž standardní normální rozdělení. Model je založen na mertonovském přístupu, podle kterého dojde k události defaultu firmy, pokud hodnota výnosu jejich aktiv klesne pod určitou prahovou hodnotu. Použitá varianta modelu dále předpokládá, že hodnota tohoto prahu se mění v závislosti na změnách makroekonomického prostředí, přičemž je modelována jako lineární kombinace makroekonomických proměnných. Na základě všech těchto přijatých předpokladů je možno odvodit pravděpodobnost defaultu firmy, kde  $\phi$  značí distribuční funkci normálního rozdělení a  $x_{jt}$  označuje makroekonomické indikátory zahrnuté do modelu (hrubý domácí produkt, nominální úroková sazba, inflace a dummy proměnná).

$$p_{it} = P(R_{it} < T) = P(\sqrt{\rho}F_t + \sqrt{1-\rho}U_{it} < \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jt}) = \phi(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jt}) \quad (4)$$

Odsud lze odvodit vztah pro podmíněnou pravděpodobnost defaultu v závislosti na realizaci nepozorovatelného faktoru ( $f_t$  označuje realizaci nepozorovaného faktoru  $F_t$ ).<sup>165</sup>

$$p_i(f_t) = \phi\left(\frac{\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j x_{jt} - \sqrt{\rho}f_t}{\sqrt{1-\rho}}\right) \quad (5)$$

Ke stejnému formálnímu zápisu vede i úvaha o působení makroekonomických indikátorů v rámci faktoru, který odpovídá výnosu nezávislému na dané firmě, tedy faktoru společnému pro celé uvažované portfolio firem.

<sup>163</sup> Latentní faktorový model se objevuje například v pracích Jakubík (2006), Rösch (2005), Céspedes, Martín (2002), Cipollini, Missaglia (2005), Lucas, Klaassen (2003).

<sup>164</sup> Model byl poprvé formulován v práci Merton (1974).

<sup>165</sup> Nepozorovaný faktor, resp. latentní faktor, je náhodná proměnná reprezentující výnos aktiv firem, který je společný pro firmy v celém zkoumaném ekonomickém sektoru, v našem případě celou agregátní ekonomiku. Realizaci této náhodné proměnné není možno pozorovat, ale lze učinit určitý předpoklad o její distribuci. Je uvažováno normální rozdělení této proměnné, ačkoli by bylo možno pracovat i s jiným rozdělením, například logistickým.

Pokud dále předpokládáme homogenní portfolio firem v ekonomice, jejichž výnos aktiv odpovídá procesu (3), pak na základě zákona velkých čísel průměrná míra defaultu v ekonomice odpovídá pravděpodobnosti defaultu firmy. Vzhledem k předpokladu homogenity firem v ekonomice je vhodnější model odhadovat na sektorových datech, ovšem potřebná data nebyla k dispozici, proto byl model odhadován pouze na agregovaných datech pro celou ekonomiku. Z tohoto důvodu některé faktory, které by mohly hrát významnou úlohu pro daný sektor, nemusí být významné v odhadnutém modelu pro celou ekonomiku.

Pro odhad modelu (4) byl použit vztah s podmíněným počtem defaultů firem v závislosti na realizaci náhodné proměnné  $F$  reprezentující latentní faktor. Podmíněný počet defaultů realizací náhodného faktoru je náhodná proměnná, která má za uvedených předpokladů binomické rozdělení s parametry podmíněné pravděpodobnosti  $p(f_t)$  dané rovnicí (5) a počtem firem  $N_t$ .

$$D(f_t) \approx Bi(N_t, p(f_t)) \quad (6)$$

Celkový počet firem a počet firem v defaultu v ekonomice nebyl v jednotlivých obdobích k dispozici. V rámci odhadu modelu bylo pracováno s agregovanými daty nárůstu špatných úvěrů bank v jednotlivých čtvrtletích. K tomuto účelu byla přijata následující úvaha. Každá koruna úvěru byla uvažována jako jednotlivý úvěr jednoho klienta. Pro tento případ tedy náhodná proměnná  $D$  odpovídá počtu nových špatných korunových úvěrů neboli přírůstku objemu špatných úvěrů a  $N$  celkovému objemu poskytnutých úvěrů. Událost defaultu zde vyjadřuje nesplacení úvěru v hodnotě 1 Kč. Za těchto předpokladů lze objem špatných úvěrů modelovat pomocí vztahu (6).<sup>166</sup> Model byl odhadnut na základě maximalizace věrohodnostní funkce, která obsahuje náhodný latentní faktor, o němž bylo předpokládáno, že má standardní normální distribuci.

Na výše popsany model lze aplikovat řadu charakteristik měřící kvalitu odhadu. Jedním z testů kvality modelu je test hypotézy, že všechny koeficienty  $\beta_j$  kromě konstantního členu jsou nulové ( $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ ). Tato hypotéza může být testována pomocí věrohodnostního poměru  $\lambda = L_C / L_U$ . Známy výsledek říká, že  $-2 \ln \lambda$  je asymptoticky chí-rozdělená veličina s  $K$  stupni volnosti.<sup>167</sup> Výsledky provedeného testu zamítly hypotézu na hladině významnosti menší než 1%.

Dále sledovaná kritéria tzv. pseudokoeficientů determinace založených na věrohodnostní funkci potvrzují dobrou kvalitu modelu. Tyto koeficienty by se měly pohybovat v intervalu [0;1], přičemž výsledky blízké 1 potvrzují velmi dobrou kvalitu modelu.

$$R_E^2 = 1 - \left( \frac{\ln L_U}{\ln L_C} \right)^{-\frac{2 \ln L_C}{n}} = 0,97 \quad \text{Estrella (1998)}$$

$$R_{CU1}^2 = 1 - \left( \frac{L_C}{L_U} \right)^{\frac{2}{n}} = 0,95 \quad \text{Cragg-Uhler (1970)}$$

$$R_{CU2}^2 = \frac{1 - \left( \frac{L_C}{L_U} \right)^{\frac{2}{n}}}{1 - L_C^{\frac{2}{n}}} = 0,95 \quad \text{Cragg-Uhler (1970)}$$

$$R_{VZ} = \frac{2(\ln L_U - \ln L_C)}{2(\ln L_U - \ln L_C) + n} \frac{2 \ln L_C - n}{2 \ln L_C} = 0,80 \quad \text{Veall-Zimmermann (1992)}$$

<sup>166</sup> Přijatá úvaha o korunových úvěrech je určitým zjednodušením, ve skutečnosti nejsou korunové úvěry nezávislé.

<sup>167</sup> Známy výsledek distribuce  $-2 \ln \lambda$  uvádí například Rao (1973).



**REFERENCE**

**BABOUČEK I., JANČAR M.** (2004):

*Effects of Macroeconomic Shocks to the Quality of the Aggregate Loan Portfolio*, CNB WP No. 10/2004

**BUNN P., CUNNINGHAM A., Drehmann M.** (2005):

*Stress Testing as a Tool for Assessing Systemic Risks*, Financial Stability Review, Bank of England

**CÉSPEDES J., MARTÍN D.** (2002):

*The Two-Factor Model for Credit Risk: A comparison with the BIS II one-factor model*, BBVA

**CIPOLLINI A., MISSAGLIA G.** (2005):

*Business cycle effects on portfolio Credit Risk: scenario generation through Dynamic Factor analysis*, Economics Working Paper Archive EconWPA

**ČIHÁK M., HEŘMÁNEK J.** (2005):

*Stress Testing the Czech Banking System: Where Are We? Where Are We Going?*, CNB Research and Policy Notes 02/2005

**DEUTSCHE BUNDESBANK** (2005):

*Financial Stability Review*, November 2005

**ESTRELLA A.** (1998):

*A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables*, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 16, no. 2, pp. 198-205

**FINGER CH.** (2001):

*The One-Factor CreditMetrics Model in The New Basel Capital Accord*, RiskMetrics Journal, Volume 2(1)

**GORDY M.** (2003):

*A risk-factor model foundation for ratings-based bank capital rules*, Journal of Financial Intermediation 12, p. 199-232

**HAMERLE A., LIEBIG T., SCHEULE H.** (2004):

*Forecasting Credit Portfolio Risk*, Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision, No 01, Deutsche Bundesbank

**JAKUBÍK P.** (2006):

*Does Credit Risk Vary with Economic Cycles? The Case of Finland*, IES Working paper 11/ 2006

**LUCAS A., KLAASSEN P.** (2003):

*Discrete versus Continuous State Switching Models for Portfolio Credit Risk*, Tinbergen Institute Discussion Paper 075/2, Universiteit Amsterdam, and Tinbergen Institute

**MERTON R.** (1974):

*On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates*, Journal of Finance, 29, 449-470

**NATIONAL BANK OF BELGIUM** (2005):

*Financial Stability Review*

**RÖSCH D.** (2003):

*Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany*, Financial markets and Portfolio Management 17, No. 3, p. 309-331

**RÖSCH D.** (2005):

*An empirical comparison of default risk forecast from alternative credit rating philosophies*, International Journal of Forecasting 21, 37-51

**VIROLAINEN K.** (2004):

*Macro stress testing with macroeconomic credit risk model for Finland*, Bank of Finland Discussion Papers 18