

УДК 336.763.34

**МОДЕЛЬ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ УРОВНЯ ДОСРОЧНОГО  
ПОГАШЕНИЯ ИПОТЕЧНЫХ ОБЛИГАЦИЙ НА РЫНКЕ РФ**

**Новоселов И.А.**

*Магистр*

*Финансовый Университет при Правительстве РФ,*

*Москва, Россия*

**Аннотация.**

Ипотечные облигации обычно являются инструментом с наименьшим кредитным риском в сравнении с большинством иных облигационных обязательств в силу обеспеченности портфеля, генерирующего денежные потоки. В связи с этим наиболее значимым риском при инвестировании в подобные ценные бумаги является риск досрочного погашения. В этой статье представлена модель прогнозирования уровня досрочного погашения ипотечных облигаций и протестированы результаты её применения на примере выпуска ЗАО «ИА ПСПБ» и сравнены с моделью Navratil (1985).

**Ключевые слова:** ИЦБ, ипотека, ипотечные облигации, секьюритизация, досрочное погашение ипотечных кредитов.

**PREPAYMENT RATE PREDICTION MODEL FOR THE RUSSIAN MBS  
MARKET**

**Novoselov I.A.**

*graduate student,*

*Financial University under the Government of Russian Federation*

*Moscow, Russia*

**Annotation**

MBS bonds usually have the lowest credit risk in comparison with the most of other types of bonds because of the collateral portfolio. In this case, the main risk of such investments is the risk of prepayment. We present and test the MBS prepayment rate prediction model, which is based on the ZAO “IA PSPB” bond collateral portfolio data, and compare it to the results of Navratil (1985) model.

**Keywords:** MBS, mortgage, mortgage-backed securities, securitization, mortgage prepayment.

Для построения и валидации моделей использовались данные по реестру ипотечного покрытия (РИП) ЗАО «ИА ПСПБ» за период с января 2014 года по декабрь 2018 года. Такой выбор сделан по причине того, что данный выпуск не был досрочно погашен во время резкого увеличения уровня досрочного погашения на российском рынке ипотечных ценных бумаг, что позволяет получить достаточно длинную по меркам российского рынка выборку для анализа. Ещё одной особенностью является региональная структура ипотечного покрытия, состоящего из кредитов, выданных в городе Санкт-Петербург и в Ленинградской области (рис. 1). Это позволяет нам не фокусироваться на региональных особенностях РИП, что необходимо было бы учитывать при более высоком уровне диверсификации ипотечного покрытия.

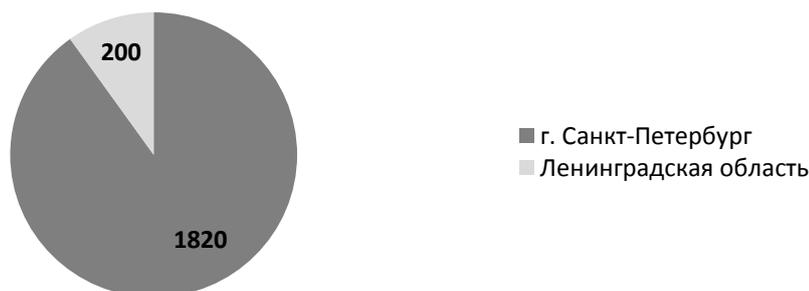


Рис. 1 – Региональная структура пула по объёму долга, млн руб.

В качестве переменных в модели были использованы данные по средневзвешенному соотношению Кредит/Залог в пуле ипотечных закладных, спреда между средневзвешенной ставкой по пулу и средней рыночной ставкой по ипотечным кредитам, уровню безработицы. Поскольку к 31 декабря 2013 года 90,1% основного долга по ипотечным кредитам, включённым в РИП, относилось к городу Санкт-Петербург, в качестве одной из объясняющих переменных использовались данные портала EMLS 24 по стоимости жилья на первичном рынке города. Использовалась переменная-индикатор для проверки гипотезы о структурном изменении во временном ряду уровня досрочного погашения, начиная с 2016 года.

Обучающая выборка состоит из данных с января 2014 года по июнь 2018 года, тестовая выборка – из данных с июля 2018 года по декабрь 2018 года. Для моделирования применялся статистический пакет Gretl.

В качестве моделей для сравнения выбраны модель линейной регрессии, оценённой при помощи МНК, и модель Navratil (1985), включающая в себя переменную, отвечающую за спред между средневзвешенной ставкой пула и рыночной ипотечной ставкой, переменную-индикатор превышения средневзвешенной ставки пула над рыночной и их произведение.

Для модели линейной регрессии с сезонными переменными были приняты гипотезы о значимости средневзвешенного уровня соотношения Кредит/Залог, уровня безработицы, а также влиянии сезонных переменных-индикаторов, отвечающих за периоды с июня по октябрь, и переменной структурного сдвига (таблица 1). Следует отметить высокий показатель «Испр. R-квадрат», учитывающий влияние избыточных переменных, который принимает значение 0,91.

Таблица 1 – Результаты теста на значимость переменных модели линейной регрессии, оценённой при помощи МНК.

Переменная	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение
const	1,11296	0,123261	9,029	6,87E-11
PoolSpread	0,511049	0,328746	1,555	0,1286
AvLTV	-1,17162	0,196074	-5,975	6,78E-07
Unempl	-7,10629	1,42755	-4,978	1,51E-05
Struct	-0,00204951	0,0101058	-0,2028	0,8404
Appartments	-5,00E-07	4,04E-07	-1,236	0,2243
dm2	0,00168102	0,00717015	0,2344	0,8159
dm3	0,00786252	0,00717034	1,097	0,2799
dm4	-0,00297569	0,00744478	-0,3997	0,6917
dm5	-0,013514	0,00885529	-1,526	0,1355
dm6	-0,0266802	0,0096049	-2,778	0,0085
dm7	-0,0290614	0,0102541	-2,834	0,0074
dm8	-0,0336859	0,0110443	-3,05	0,0042
dm9	-0,0329616	0,010403	-3,168	0,0031
dm10	-0,0263532	0,0086118	-3,06	0,0041
dm11	-0,0140464	0,00780743	-1,799	0,0802
dm12	-0,0152372	0,00783652	-1,944	0,0595

Был произведён тест на наличие избыточных переменных при помощи метода последовательной регрессии, из модели были исключены переменная, отвечающая за спред между средневзвешенной ставкой пула и средней рыночной ставкой ипотечного кредитования, и сезонные переменные с февраля по апрель, стоимость квартир (таблица 2). Было повышено качество модели согласно информационным критериям Акаике, Шварца-Байеса и Хеннана-Куинна, а также «Испр. R-квадрат» был увеличен до 0,93. Все регрессоры считаются значимыми при уровне значимости не менее 5%.

Таблица 2 – Результаты теста на значимость переменных модели линейной регрессии, оценённой при помощи МНК, без избыточных переменных.

Переменная	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение
const	0,914309	0,0334611	27,32	8,30E-29
AvLTV	-0,945479	0,0609624	-15,51	3,20E-19
Unempl	-6,16313	0,57917	-10,64	1,27E-13
dm5	-0,0122813	0,00575153	-2,135	0,0385
dm6	-0,0244404	0,00594565	-4,111	0,0002
dm7	-0,0261828	0,00637871	-4,105	0,0002
dm8	-0,0295776	0,00658485	-4,492	5,24E-05
dm9	-0,0303378	0,00651353	-4,658	3,08E-05
dm10	-0,0250085	0,00614704	-4,068	0,0002
dm11	-0,0145402	0,00604501	-2,405	0,0205
dm12	-0,0149598	0,00604508	-2,475	0,0174

При помощи теста Уайта отсутствие гетероскедастичности подтверждено при всех уровнях значимости. Также был произведён LM-тест Бройша-Годфри на наличие автокорреляции в рядах ошибок модели до порядка лага 12. Согласно полученным данным, автокорреляция в модели не обнаружена, что в совокупности с предыдущими данными позволяет сделать вывод о том, что оценки модели эффективные, несмещённые и состоятельные, а значит модель может быть использована для прогнозирования.

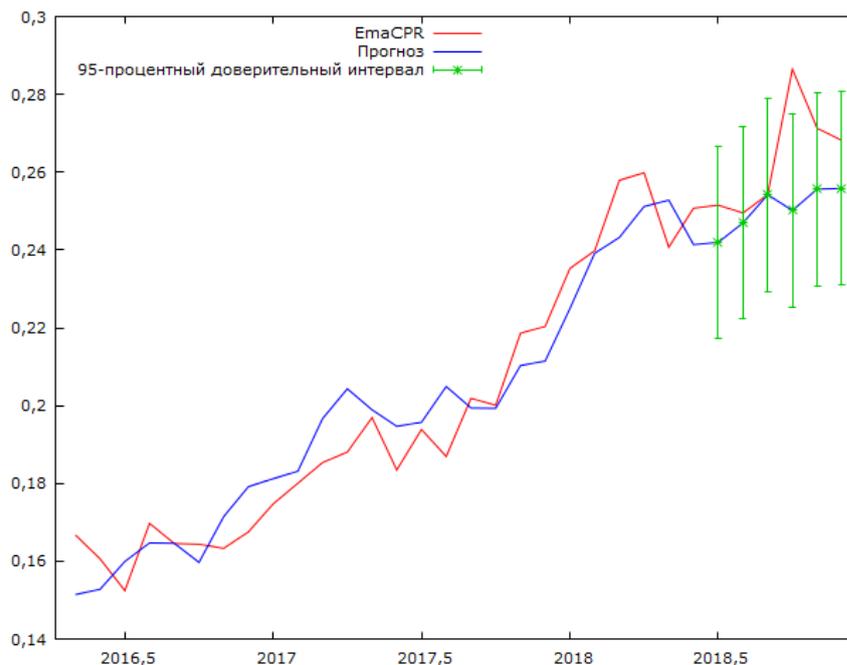


Рис. 2. Прогноз значений для модели линейной регрессии, оценённой при помощи МНК

Следует отметить, что модель занижает уровень досрочного погашения в прогнозном периоде в среднем на 1,2% (рис. 3), что на практике даёт разницу в оценке доходности примерно в 0,05% и порядка одного месяца по дюрации, что является незначительным отклонением. Также обращает на себя внимание аномальный скачок досрочного погашения в октябре 2018 года, выходящий за рамки доверительного интервала. Сделать какой-либо вывод о причинах этого события на данный момент проблематично, для ответа на этот вопрос возможно провести сопоставление с РИП каких-либо иных выпусков ипотечных облигаций.

#### Статистика для оценки прогноза

Средняя ошибка (ME)	0,012743
Корень из средней квадратичной ошибки (RMSE)	0,017392
Средняя абсолютная ошибка (MAE)	0,012743
Средняя процентная ошибка (MPE)	4,6479
Средняя абсолютная процентная ошибка (MAPE)	4,6479
U-статистика Тейла (Theil's U)	1,1464
Пропорция смещения, UM	0,53688
Пропорция регрессии, UR	0,0014876
Пропорция возмущений, UD	0,46164

Рисунок 3 – Статистика для оценки прогноза для модели линейной регрессии, оценённой при помощи МНК

Модель, описанная в Navratil (1985), показала высокий уровень значимости переменной спреда, а также переменной, составленной из произведения спреда и переменной-индикатора превышения процентной ставки пула над рыночной ставкой (таблица 3). Показатель «Испр. R-квадрат» модели составляет 0,81, что ниже чем тот, который имеет первая рассмотренная модель.

Таблица 3. Результаты теста на значимость переменных модели линейной регрессии по Navratil (1985), оценённой при помощи МНК

T	Коэффициент	Ст. ошибка	t-статистика	P-значение
const	0,148906	0,00925153	16,1	8,12E-19
DIFit	-3,18832	0,343213	-9,29	1,98E-11
Dit	-0,00602996	0,0080793	-0,7463	0,4599
DIFDit	3,19736	0,559929	5,71	1,31E-06
d2	-0,00177845	0,0103373	-0,172	0,8643
d3	0,00601251	0,0103797	0,5793	0,5657
d4	0,00531206	0,0102049	0,5205	0,6056
d5	0,0107285	0,0102646	1,045	0,3024
d6	0,00543696	0,0102303	0,5315	0,5981
d7	0,00868981	0,0108455	0,8012	0,4278
d8	0,0100018	0,0109162	0,9162	0,3652
d9	0,00483817	0,0109094	0,4435	0,6599
d10	-0,00145104	0,0109151	-0,1329	0,8949
d11	0,00075597	0,01089	0,06942	0,945
d12	-0,00330954	0,010823	-0,3058	0,7614

Эта модель показывает более низкое качество прогноза, чем первая рассмотренная модель (рис. 4, рис. 5). Таким образом, можно сделать вывод о том, что факторы первой линейной регрессии подобраны лучше, чем факторы уже существующей подобной ей модели, описанной в научных работах ранее.

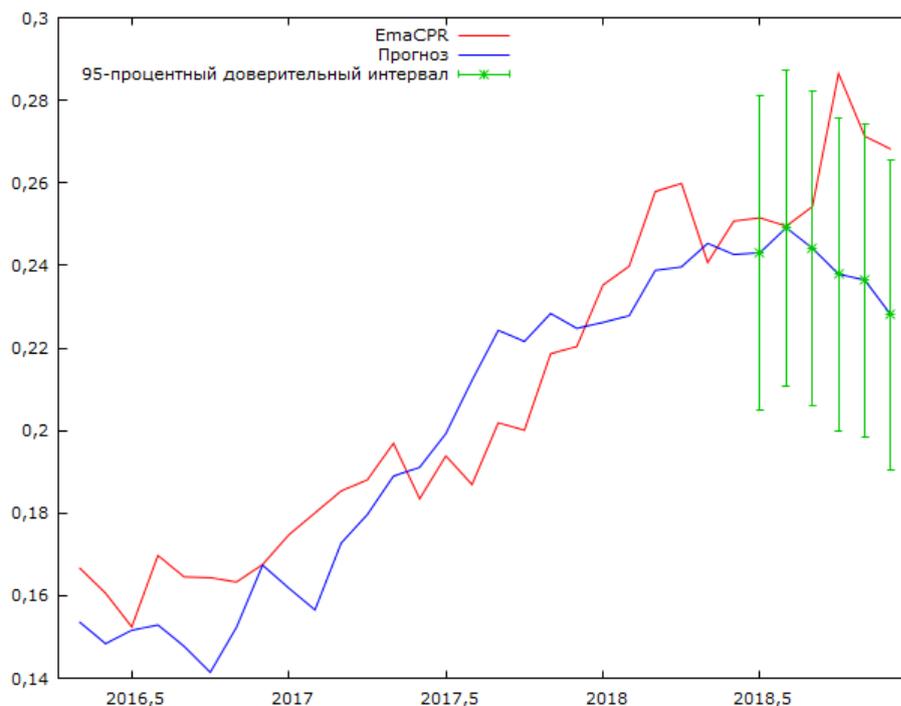


Рис. 4 – Прогноз значений для модели линейной регрессии по Navartil (1985), оценённой при помощи МНК

2018:07	0,251525	0,243086	0,018812	0,205035 – 0,281137
2018:08	0,249509	0,249117	0,018887	0,210914 – 0,287320
2018:09	0,254225	0,244175	0,018777	0,206195 – 0,282155
2018:10	0,286475	0,237889	0,018756	0,199951 – 0,275828
2018:11	0,271282	0,236450	0,018748	0,198528 – 0,274373
2018:12	0,268137	0,228014	0,018504	0,190586 – 0,265442

Статистика для оценки прогноза

Средняя ошибка (ME)	0,023737
Корень из средней квадратичной ошибки (RMSE)	0,029877
Средняя абсолютная ошибка (MAE)	0,023737
Средняя процентная ошибка (MPE)	8,7047
Средняя абсолютная процентная ошибка (MAPE)	8,7047
U-статистика Тейла (Theil's U)	1,9606
Пропорция смещения, UM	0,63119
Пропорция регрессии, UR	0,25296
Пропорция возмущений, UD	0,11585

Рис. 5 – Статистика для оценки прогноза для модели линейной регрессии по Navartil (1985), оценённой при помощи МНК

Из полученных результатов моделирования можно сделать вывод о том, что для прогнозирования уровня досрочного погашения ипотечных облигаций линейная регрессия, оценённая при помощи метода наименьших квадратов,

является более предпочтительной, чем модель Navratil (1985). Также было произведено сравнение с описанной ранее в Navratil (1985) моделью прогнозирования уровня досрочного погашения пулов ипотечных облигаций, использующей спред между средней рыночной ставкой по ипотечным кредитам и средневзвешенной ставкой по пулу ипотечных закладных. Результаты её применения оказались хуже, чем у предложенной модели линейной регрессии, основанной на данных по среднему соотношению Кредит/Залог пула, уровню безработицы в РФ и сезонных переменных.

Следует отметить, что в рассматриваемое ипотечное покрытие включены закладные исключительно из города Санкт-Петербург и Ленинградской области, что создаёт высокую региональную концентрацию портфеля залога. Можно предположить, что данная модель может быть применима, например, для размещённого в 2019 году выпуска облигаций ООО ИА «БСПБ 2», пул обеспечения которого так же сконцентрирован в рассматриваемом регионе.

#### **Библиографический список:**

1. G. M. Ljung; G. E. P. Box (1978). "On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models". *Biometrika*. 65 (2): 297–303.
2. Hayre L., Rajan A. *Anatomy of Prepayments: The Salomon Brothers Prepayment Model*. New York, N.Y. : Salomon Bros., 1995
3. Navratil Frank J. *The Estimation of Mortgage Prepayment Rates*. // *The Journal of Financial Research*, Vol. VIII, No. 2. – Summer 1985. – P. 107-117
4. Виноградов А.А. Основные риски эмиссии облигаций с ипотечным покрытием // *Экономика. Управление. Образование*. - 2015. – Выпуск II. - С. 46-50.
5. Лупырь А.А. Модульный подход к моделированию досрочного погашения ипотечных кредитов // *Экономика и управление*. - 2008. - №6. - С. 221-225.

**6.** "Интерфакс - Центр раскрытия корпоративной информации"  
(официальный сайт) URL: <https://www.e-disclosure.ru> (дата обращения:  
28.07.2019).

*Оригинальность 96%*