

Детерминанты NPL: региональный аспект

Серия «Экономические исследования» №2-2019

Жаныбек Айгазин

Нур-Султан, 2019

Серия публикаций Центра исследований прикладной экономики (далее - ЦИПЭ) предназначены для распространения результатов научно-исследовательских работ работников ЦИПЭ в целях стимулирования дискуссий в рамках соответствующих тем. Мнения, высказанные в документе, выражают личную позицию авторов и могут не совпадать с официальной позицией ЦИПЭ.

Детерминанты NPL: региональный аспект

Автор: Айгазин Ж.Ж., директор ЦИПЭ

Июнь 2019 года

AERC-WP-2019-2

Дисклеймер

Представленный материал не является предложением или побуждением продавать, или покупать какие-либо финансовые инструменты. Его использование любыми лицами при принятии инвестиционных решений не влечет за собой какой-либо ответственности ЦИПЭ за возможные потери или убытки, явившиеся следствием таких инвестиционных решений.

© Центр исследований прикладной экономики
Любое воспроизводство представленных материалов допускается только с разрешения авторов

Казахстан, г. Нур-Султан, шоссе Қорғалжын, 23/1, ВП-25
тел.: +7 7172 97 20 36

info@cipe.kz
www.cipe.kz

Детерминанты NPL: региональный аспект

Жаныбек Айгазин¹

Аннотация

В настоящем исследовании на основании имеющейся доступной информации был проведен эмпирический поиск факторов, влияющих на уровень неработающих кредитов в Казахстане. Статистические данные по NPL публикуются в разрезе банков, тем самым ограничивая поиск детерминант только банковской статистикой. В настоящей работе сделана попытка оценки факторов NPL с помощью региональной статистики. Используя панельные регрессии с фиксированными и случайными эффектами, метод общих коррелированных эффектов и инструментальные переменные, было определено: при росте на 1% инфляции общий NPL и NPL-ипотека увеличиваются на 0.43% и 0.8% соответственно; при увеличении на 1% реальной заработной платы уровень общего NPL снижается на 0.28%, при росте на 1% ВВП на душу населения уровень NPL-ипотека снижается на 0.35%; рост на 1% среднего количества дней просрочки на одного заемщика увеличивает уровень общего NPL на 1.63%; увеличение на 1% цены за 1 кв.м нового жилья в тенге приводит к росту NPL-ипотека на 0.51%.

Ключевые слова: *NPL (non performing loan), панельные регрессии, фиксированные эффекты (fixed effects), случайные эффекты (random effects), pooling regression, общие коррелированные эффекты (Common Correlated Effects), инструментальная переменная, двух-шаговый МНК (TSLS), эндогенность.*

Классификация JEL: *E5, G21, R15, E31*

¹ Жаныбек Айгазин – директор Центра исследований прикладной экономики, кандидат экономических наук. E-mail: aigazin@cipe.kz

Содержание

Введение	5
Обзор литературы	5
Описание данных и методология исследования	7
Обсуждение результатов	9
Заключение	15
Список использованных источников	17
Приложения	19

Введение

Развитие информационных систем и Big Data сделали возможным хранение и использование значительных массивов данных. Многие страны имеют систему кредитных досье и бюро, аккумулирующих профайлы клиентов банков. Имеющиеся в распоряжении автора статистические данные, включая данные уровня просроченных кредитов (в том числе по ипотечным кредитам) в разрезе регионов, позволили провести данное исследование.

Автор не ставил своей целью выявить фактическое значения уровня NPL в Казахстане. На основании имеющейся статистики и применения эконометрического моделирования автор попытался ответить на следующий вопрос – что может объяснить уровень просроченных кредитов (включая ипотечные).

В мировой экономической литературе поиск факторов, детерминирующих объем просроченных долгов ведется на уровне макроэкономических и банковских факторов путем использования данных по странам и группам стран. В этих работах упор делается на поиск факторов, которые могут выступить общим инструментом по снижению уровня NPL.

Настоящее исследование попыталось объяснить уровень NPL через призму региональной статистики Казахстана, так как страна является унитарной и задача любого подобного государства заключается в достижении минимальных межрегиональных различий.

Можно предположить, что итоги исследования могут быть полезны государственным органам, банкам второго уровня, а также ресечерам в качестве исходной информации и применены при проведении исследований по данной тематике.

Опираясь на цель исследования структура работы содержит раздел по освещению некоторых научных работ, посвященных данной тематике в различных странах мира. Далее дается описание исходных данных и методология исследования, а также обсуждение полученных результатов и заключение.

Обзор литературы

Проблема токсичных активов (неработающих кредитов или NPL) является актуальной для любой страны, в не зависимости от уровня экономического развития. Наряду с его макроэкономической значимостью, NPL характеризует уровень институциональной развитости банковской системы.

В рыночной экономике всегда будут финансовые кризисы, в том числе банковские, которые не являются какими-то случайными экзогенными явлениями, а регулярно возникают вслед за периодами сильного роста кредитов и пузырей цен на недвижимость [Kindleberger 1978; Reinhart and Rogoff (2009); Schularick and Taylor 2012; Gourinchas and Obstfeld 2012].

Основными катализаторами возникновения «токсичности» в экономике выступают спекуляции и пузыри на рынке недвижимости и фондовом рынке. Существует множество работ по изучению спекуляций на этих рынках, синхронности и асинхронности кризисов и бумов [Case, Shiller 2000; Greene 2001; Case, Quigley, Shiller 2001; Шиллер 2017].

Хрестоматийным примером проблематики NPL выступает Япония, с ее зомби-банками и принципом to big to fail. Лопнувший пузырь рынка недвижимости в начале 1990-х гг. создал проблемы для банков и ипотечных компаний. Японское правительство и Банк Японии путем покупки и докапитализации зомби-банков пыталось оздоровить финансовую систему, но с переменным успехом, что и

привело к увеличению объема токсичных активов в экономике и появлению «потерянного десятилетия» на протяжении 1990-х гг. [Matsubayashi 2015; Spiegel 1999; Nakaso 2001].

Аналогично японскому, кризис в Юго-Восточной Азии в 1997-1998 гг. был спровоцирован пузырем на рынке недвижимости Таиланда, Малайзии и Индонезии, куда ринулся японский капитал после лопнувшего пузыря в своей стране: треть всех прямых инвестиций Японии в 1996-1997 гг. направлялся в Азию причем половина прямых инвестиций в Азию в 1996 г. приходилась как раз в надутые недвижимостью рынки означенных выше трех стран².

В работе [Beck, Jakubik, Piloiu 2013] используя панельные данные для 75 стран значимыми оказались связи NPL с реальным ВВП, ценами на акции, обменными курсами и процентными ставками по кредитам.

Nkusu (2011) исследует детерминанты неработающих кредитов в 26 развитых странах за период 1998-2009 гг. и обнаруживает, что ухудшение макроэкономических индикаторов, таких как экономический рост и безработица, привели к росту неработающих кредитов.

Клейн (2013), используя данные 16 стран Центральной, Восточной и Юго-Восточной Европы за период 1998-2011 гг. определил, что просроченные кредиты отрицательно связаны с ростом кредитования, безработицей, темпами роста ВВП и инфляцией.

Для 80 банков стран Персидского залива за 1995–2008 гг. было найдено, что NPL ухудшается по мере того, как темп экономического роста становится ниже, в то время как процентные ставки и неприятие риска увеличиваются [Espinoza, Prasad 2010].

Неработающие кредиты 46 банков 12 стран Ближнего Востока и Северной Африки за период 2002-2006 гг. зависели от иностранного участия развитых стран в капитале банка, высокого роста кредитования и резервов на покрытие убытков по кредитам [Boudriga, Boulila Taktak, Jellouli 2010].

Результаты динамических панельных регрессий для банковской системы Греции показывают, что для всех категорий кредитов (потребительские, бизнес и ипотека) просроченные кредиты можно объяснить главным образом макроэкономическими переменными (ВВП, безработица, процентные ставки, государственный долг) и качеством управления банками [Louzis, Vouldis, Metaxas 2010].

В работе [Kumar, Kishore 2019] используется модель случайных эффектов панельных данных для обычных банков ОАЭ в период 2008-2015 гг., где было определено, что имеется положительная связь NPL прошлого периода с NPL текущего периода; коэффициент ликвидности указывает на существенную отрицательную связь с NPL, коэффициент достаточности капитала и доходности активов имеют незначительное влияние.

В исследовании [Messai, Jouini 2013] были определены детерминанты неработающих кредитов для выборки из 85 банков трех стран (Италия, Греция и Испания) за период 2004-2008 гг., где было обнаружено, что темпы роста ВВП находятся в отрицательной зависимости, а доходность активов банков и уровень безработицы находятся в положительной зависимости с NPL.

В модели NPL Китая была использована теория оптимального контроля, с помощью которой было выявлено, что стоимость банковских проблемных кредитов зависит от микроэкономических факторов, но влияет на макроэкономические факторы [Zeng 2012].

² <http://www.warandpeace.ru/ru/exclusive/view/58811/>

Описание данных и методология исследования

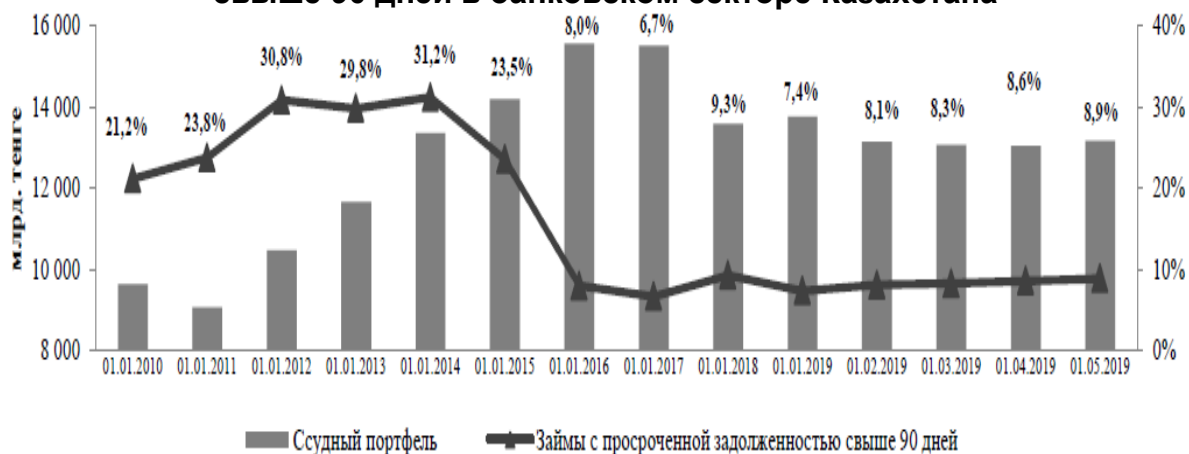
Учитывая значительное число исследований проблематики NPL в мировой экономической литературе, становится актуальным определение детерминант уровня неработающих кредитов для Казахстана. В настоящем исследовании мы попытались определить детерминанты NPL Казахстана для всех кредитов и ипотеке в отдельности в региональном разрезе в том числе показателей на душу населения.

Проблема чрезмерного уровня NPL в нашей стране, как и опыт стран мира показал, что она возникла при «классических условиях», как респонд на бум рынка недвижимости и перекредитованности населения и бизнеса.

В экономике Казахстана бум на рынке недвижимости наблюдался в 2005-2008 гг. Цена за 1 кв.м в многоквартирных домах за анализируемые годы выросла в 2 раза и достигла максимального пика в 2008 г. При пересчете в долларовой эквивалент цены сейчас составляют примерно 60% от пикового уровня, причем в г.Алматы они составили только 37%. Именно на крупнейший город страны приходился наибольший объем спекуляций с недвижимостью.

Лопнувший пузырь на рынке недвижимости Казахстана в 2009 г. спровоцировал цепь банкротств компаний, занятых в девелоперском бизнесе и не только. Банки начали требовать досрочный возврат ранее взятых кредитов, которые не многие смогли вернуть. В итоге доля неработающих кредитов в экономике в 2012-2014 гг. достигла 30%. В связи с этим Казахстан какое-то время был среди лидеров в мире по объему неработающих кредитов в экономике.

Рисунок 1. Динамика ссудного портфеля и займов с просрочкой платежа свыше 90 дней в банковском секторе Казахстана



Источник: Национальный банк РК

Сейчас доля кредитов с просрочкой платежа свыше 90 дней составляет 8.9% (по состоянию на 1.05.2019 г.), что значительно снижает риски банковского сектора страны. Однако, согласно отчету³, международное агентство Standard and Poors (S&P) классифицирует Казахстан в группу «9» в соответствии с «Оценкой странового риска банковской индустрии» по шкале от 1 до 10, где «10» является самым слабым показателем. Также S&P оценивает банковский сектор как имеющий

³ https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/article/-/view/type/HTML/id/2178247

все еще высокие проблемные кредиты, на уровне 20-25% от общесистемных кредитов (включая реструктуризацию).

Прозрачные данные по сумме неработающих кредитов по уровням рисков в каждом банке второго уровня отсутствуют в открытом доступе. До июля 2013 г. Национальный банк публиковал данные по классификации активов банков второго уровня по уровню риска. Сейчас информация по NPL публикуется в агрегированном виде без разбивки по классам стандартных, сомнительных и безнадежных, что затрудняет проведение каких-либо оценок предполагаемого уровня.

В настоящем исследовании были использованы доступные статистические данные Национального банка, Первого кредитного бюро и Комитета по статистике. На основе доступных данных ПКБ были проведены расчеты значения общего NPL по всем кредитам и по ипотеке в отдельности. Были использованы данные ПКБ по сумме долга, который проранжирован в 10 групп по дням просрочки от 1 дня до более 3518 дней.

Таблица 1 Переменные (факторы) модели

№	Переменная	Теоретический знак к NPL
1	Средний возраст 1 заемщика (age)	+/-
2	Среднее количество ежемесячных платежей по кредиту на 1 заемщика (num_pay)	+
3	Средняя сумма ежемесячного платежа на 1 заемщика (mon_pay)	+
4	Средняя просроченная сумма на 1 заемщика (am_overdue)	+
5	Среднее количество дней просрочек на 1 заемщика (day_overdue)	+
6	Среднее количество кредитов на 1 заемщика (num_credit)	+
7	Средняя сумма кредита на 1 заемщика (credit)	+
8	Среднедушевые номинальные денежные доходы населения (income)	-
9	Доходы населения, использованные на потребление в среднем на душу в месяц (cons)	-
10	Среднемесячная номинальная заработная плата (salary)	-
11	Индекс Джини (gini)	+
12	Индекс потребительских цен (cpi)	+
13	Реальный рост ВВП (grp)	-
14	Располагаемый доход после потребления (rest_income)	-
15	Поступления в бюджет индивидуального подоходного налога на 1 занятого (tax)	+
16	Депозиты в тенге (dep_kzt)	-
17	Депозиты в СКВ (dep_usd)	-
18	Доля самозанятого населения (selfemp)	+
19	Цена за 1 кв.м нового жилья в тенге (r_estK)	+
20	Цена за 1 кв.м нового жилья в долларах США (r_estD)	+
21	Уровень преступности (crime)	+
22	Уровень рождаемости на 1000 человек населения (birth)	-
23	Уровень смертности на 1000 человек населения (death)	+
24	Количество заключенных браков на 1000 человек населения (marriage)	+/-
25	Количество разводов на 1000 человек населения (divorce)	+
26	Количество занятых (employ)	+/-

Статистические данные представлены в разрезе 17 регионов Республики Казахстан за 2015-2018 гг. Временные ряды были переведены в цены базового 2014 г. путем дефлирования на индекс потребительских цен конкретного региона, при этом к полученной переменной был добавлен индекс г. Имеющаяся выборка не слишком большая (68 наблюдений) и панель несбалансированная, так как имеются пропуски некоторых данных по причине придания статуса города республиканского значения г.Шымкенту и его выделения в отдельный регион.

Была построена корреляционная матрица в целях избежать мультиколлинеарность при применении двух коррелированных переменных в качестве не зависимых (приложение 1).

Обсуждение результатов

Уравнения регрессии были построены с помощью метода наименьших квадратов (МНК). Так как мы имеем дело с панельными данными, то в рамках работы были построены:

1. Модель по объединенной выборке (pooling regression)
2. Модель с фиксированными эффектами (fixed effects): индивидуальные, временные и совместные эффекты
3. Модель со случайными эффектами (random effects): индивидуальные, временные и совместные эффекты

Так как данные модели являются классическими при работе с панельными данными, то нет необходимости приводить теоретические выкладки по ним. Модели будут иметь лог-лог вид.

Модель общего NPL

В таблице 2 приведены результаты оценки уравнения регрессии по трем видам с учетом выбора между индивидуальными, временными и совместными эффектами для определения детерминант общего NPL.

Таблица 2 Оценка детерминант общего NPL по трем моделям

	pooling regression	Фиксированные эффекты (индивидуальные эффекты)	Случайные эффекты (индивидуальные эффекты)
Константа	-6.130043 (1.291898) ^{***}		-6.233810 (1.257742) ^{***}
log(rsalary)	-0.188594 (0.082323) [*]	0.865206 (0.331913) [*]	-0.053213 (0.146160)
log(cpi)	0.343366 (0.079731) ^{***}	0.446332 (0.049226) ^{***}	0.358951 (0.043126) ^{***}
log(day_overdue)	0.890527 (0.151741) ^{***}	0.040249 (0.234936)	0.671445 (0.126624) ^{***}
Общая сумма квадратов	5.1839	1.8752	2.1013
Сумма квадратов остатков	2.9777	0.48823	0.76156
R ²	0.42558	0.73964	0.63864
скорректированный R ²	0.39733	0.62971	0.62086
F-statistic/χ ²	15.0648 on 3 and 61 DF	42.6125 on 3 and 45 DF	107.316 on 3 DF
p-value:	1.9048e-07	3.3407e-13	< 2.22e-16
., * , ** , *** — значимость на 10%, 5%, 1% и 0.1% уровне соответственно			

Для выявления модели, переменные которой лучше описывают NPL были проведены минимально необходимые статистические тесты, которых достаточно для определения модели, лучше описывающей связи с зависимой переменной (NPL): F-test для индивидуальных эффектов, Хаусман-тест, Бреуш-Паган тест.

С помощью F-test для индивидуальных эффектов [Honda 1985] тестировались значения моделей pooling regression и фиксированных эффектов. Формируем две гипотезы: H₀ – оценки pooling regression состоятельны; H₁ – оценки модели с фиксированными эффектами состоятельны. Результаты теста показывают, что мы отвергаем гипотезу H₀ и принимаем альтернативную гипотезу – модель с фиксированными эффектами.

Тест множителей Лагранжа Бреуш-Пагана [Breusch, Pagan 1980] определит значимость модели со случайными эффектами. Формируем две гипотезы: H₀ - pooling regression значима; H₁ – модель со случайными эффектами значима. Результаты теста показывают, что отвергается гипотеза H₀ и принимаем гипотезу H₁ – значимость модели со случайными эффектами.

С помощью теста на спецификацию Хаусмана [Hausman 1978] тестировались значения моделей с фиксированными и случайными эффектами. Гипотеза H₀ предполагает состоятельность оценок модели с фиксированными эффектами и состоятельности и эффективности оценок модели со случайными эффектами; гипотеза H₁ говорит о состоятельности оценок модели с фиксированными эффектами и несостоятельности оценок модели со случайными эффектами. Результаты теста отвергают гипотезу H₀ и мы принимаем гипотезу H₁, что оценки модели с фиксированными эффектами состоятельны.

Согласно «лучшей» модели с фиксированными эффектами общий NPL прямо пропорционален инфляции и обратно пропорционален реальной заработной плате, что подтверждает теоретические знаки таблицы 1: при росте на 1%

инфляции общий NPL растет на 0.45%; при увеличении реальной заработной платы на 1% общий NPL увеличивается на 0.86%, что не соответствует знаку таблицы 1.

Дополнительно был проведен тест Песарана на перекрестную зависимость переменных или серийную корреляцию. Формируем две гипотезы: H0 – отсутствие серийной корреляции; H1 – наличие серийной корреляции. Результаты теста показывают, что мы отвергаем гипотезу H0 и принимаем альтернативную гипотезу – наличие серийной корреляции.

Таким образом, «лучшая» модель общего NPL (фиксированные эффекты) не соответствует теоретическому знаку и имеет перекрестную зависимость.

Pesaran (2006) для нивелирования перекрестной зависимости в регрессии предложил метод общих коррелированных эффектов (Common Correlated Effects (CCE), которая состоит в аппроксимации линейных комбинаций ненаблюдаемых факторов посредством перекрестных средних значений зависимой и объясняющих переменных, а затем применение стандартных панельных регрессий, дополненных этими средними значениями. Более подробно с теорией можно ознакомиться в замечательной книге Baltagi (2015).

Таблица 3 Оценка детерминант общего NPL с помощью CCE

	коэффициент
log(cpi)	0.213719 (0.089008)*
log(rdep_usd)	-0.030703 (0.026464)
log(rincome)	0.534109 (0.088809)***
Общая сумма квадратов	5.1839
Сумма квадратов остатков	0.17251
НРУ R ²	0.93626
., *, **, *** — значимость на 10%, 5%, 1% и 0.1% уровне соответственно	

Согласно методу CCE (таблица 3) лучшее объяснение для общего NPL представляют уровень инфляции (cpi) и реальные среднедушевые денежные доходы населения (rincome) на 5% и 0.1% уровне значимости. При росте на 1% уровня инфляции на 0.21% увеличивается NPL. Хотя реальные денежные доходы оказались значимыми, однако знак оказался противоречащим теоретическим представлениям, так как при росте доходов население может оплачивать свои кредиты и тем самым ситуация с плохими кредитами находится под контролем. Таким образом, данные переменные не подходят нам в качестве объясняющих уровень общего NPL.

Важным допущением в панельных моделях является некоррелированность объясняющих переменных и случайной ошибки, т.е. регрессоры должны быть экзогенными. Невыполнение этого условия может привести к смещенным и несостоятельным оценкам при применении стандартных методов оценки регрессии (МНК), следовательно, к ошибочным выводам. Во многих случаях данное условие не выполняется и регрессоры называются эндогенными. Зависимость регрессоров и ошибок может возникать по разным причинам: (1) пропущенные существенные переменные, (2) ошибки измерения регрессоров, (3) самоотбор, (4) одновременность, (5) серийная корреляция ошибок при наличии лагированной зависимой переменной среди регрессоров. Ruud (2000) показывает, что проблемы (2)-(5) можно рассматривать как частные случаи (1) [Эббес 2007].

Для решения вопросов эндогенности применяется поиск инструментальных переменных с помощью оценки двух-шаговым методом наименьших квадратов (TSLS).

По причине возможного пропуска существенной переменной и не возможности использовать предыдущую модель (CCE) попытаемся найти инструментальную переменную.

В инструментальной переменной главная проблема – очень много инструментов. Поэтому мы не будем брать слишком много инструментов, а ограничимся одним. Нет необходимости приводить все условия и проблемы эндогенности, но для решения этого вопроса мы должны найти инструментальную переменную, которая была хорошо коррелирована с зависимой переменной и плохо с ошибкой уравнения.

Путем отбора была выявлена наиболее подходящая инструментальная переменная – средняя сумма ежемесячного платежа на 1 заемщика (*mon_pay*) к независимой переменной «Среднее количество дней просрочек на 1 заемщика» (*day_overdue*). Использование средней суммы ежемесячного платежа на 1 заемщика обусловлено тем, что при увеличении этого фактора может увеличиться уровень просроченных кредитов.

Таблица 4 Оценка детерминант общего NPL с помощью инструментальной переменной

	коэффициент
Константа	-10.29719 (3.05379)***
log(rsalary)	-0.27959 (0.09314)**
log(cpi)	0.42970 (0.10568)***
log(day_overdue)	1.62594 (0.46725)***
Weak instruments	0.00253**
Wu-Hausman	0.01218*
Остатки стандартной ошибки	0.26
Множественный R ²	0.2044
Скорректированный R ²	0.1653
Тест Вальда	23.73 on 3 DF
p-value	2.844e-05
., *, **, *** — значимость на 10%, 5%, 1% и 0.1% уровне соответственно	

Модель показала хорошую значимость по своим основным характеристикам: тест на слабость инструмента показал его пригодность в качестве инструментальной переменной (альтернативная гипотеза) и тест на эндогенность Ву-Хаусмана (альтернативная гипотеза) показал отсутствие эндогенности в данном уравнении (таблица 4). При увеличении на 1% реальной заработной платы уровень общего NPL снижается на 0.28%. При увеличении на 1% инфляции и среднего количества дней просрочки на 1 заемщика уровень просроченных кредитов увеличивается на 0.43% и 1.63% соответственно.

Модель NPL-ипотека

В таблице 5 приведены результаты оценки уравнения регрессии тремя методами с учетом выбора между индивидуальными, временными и совместными эффектами для определения детерминант NPL-ипотека.

Таблица 5 Оценка детерминант NPL-ипотека по трем моделям

Переменные	pooling regression	Фиксированные эффекты (индивидуальные эффекты)	Случайные эффекты (индивидуальные эффекты)
Константа	-7.89351 (2.69729)**		-5.648769 (3.404865) .
log(grp)	-0.50298 (0.15948)**	-0.555323 (0.300841) .	-0.497633 (0.202625)*
log(cpi)	0.81341 (0.23024)***	0.864014 (0.096033)***	0.868779 (0.093752)***
log(r_estk)	0.64922 (0.25752)*	0.259911 (0.341238)	0.455508 (0.270386) .
Общая сумма квадратов	35.706	9.2811	10.283
Сумма квадратов остатков	26.091	3.0632	4.0898
R ²	0.26928	0.66996	0.60267
скорректированный R ²	0.23335	0.53061	0.58313
F-statistic/χ ²	7.49318 on 3 and 61 DF	30.4487 on 3 and 45 DF	92.3768 on 3 DF
p-value:	0.00023823	6.6224e-11	< 2.22e-16
., * , ** , *** — значимость на 10%, 5%, 1% и 0.1% уровне соответственно			

Аналогично, как и для общего NPL были проведены тесты, которых достаточно для определения модели, лучше описывающей связь с зависимой переменной (NPL): F-test для индивидуальных эффектов, Хаусман-тест, Бреуш-Паган тест.

Результаты теста F-test для индивидуальных эффектов показывают, что мы отвергаем гипотезу H₀ и принимаем альтернативную гипотезу – модель с фиксированными эффектами лучше.

Результаты теста множителей Лагранжа Бреуш-Пагана показывают, что отвергается гипотеза H₀ и принимается гипотеза H₁ (модель со случайными эффектами значима).

Результаты теста на спецификацию Хаусмана подтверждают гипотезу H₀, что предполагает состоятельность оценок модели с фиксированными эффектами и состоятельности и эффективности оценок модели со случайными эффектами.

Согласно «лучшей» модели со случайными эффектами при росте на 1% инфляции и цены за 1 кв.м нового жилья в тенге уровень NPL-ипотека увеличивается на 0.87% и 0.46% соответственно. При увеличении на 1% ВРП на душу населения уровень NPL-ипотеки уменьшается на 0.5%. Полученные результаты соответствуют теоретическим знакам таблицы 1. Действительно, увеличение ВРП на душу населения (доход населения) способствует улучшению качества кредитов и снижению дефолтов заемщиков. С другой стороны, рост цен в экономике сокращает возможности заемщиков оплачивать ипотечные кредиты.

Дополнительно был проведен тест Песарана на перекрестную зависимость переменных или серийную корреляцию, который удовлетворил условиям H1 о наличии серийной корреляции.

Модель NPL-ипотека со случайными эффектами имеет перекрестную зависимость. Для получения значимых модельных конструкций был также использован метод общих коррелированных эффектов (CCE).

Таблица 6 Оценка детерминант NPL-ипотека с помощью CCE

	коэффициент
log(npl)	1.02346 (0.37747)**
log(marriage)	1.68433 (0.96249) .
Общая сумма квадратов	35.706
Сумма квадратов остатков	1.3948
НРУ R ²	0.94218
., * , ** , *** — значимость на 10%, 5%, 1% и 0.1% уровне соответственно	

При использовании метода CCE (таблица 6) более лучшее объяснение поведения уровня NPL-ипотека могут дать переменная «общий NPL» и переменная «Количество заключенных браков на 1000 человек населения (marriage)». Из таблицы 6 видно, что знаки, полученные при оценке уравнения, сошлись с теоретическими знаками таблицы 1: при росте на 1% количества браков и общего NPL уровень NPL-ипотека увеличивается на 1.68% и 1.02%. Переменная «количество браков» в теоретическом представлении имеет двойственный характер: с одной стороны рост числа браков может привести к стимулированию семей брать больше ипотечных кредитов для решения вопросов с жильем, ответственно относиться к своим обязанностям перед своей семьей, в том числе по оплате ипотечных кредитов; с другой стороны вступление в брак может привести к тому, что человек взявший до брака ипотечный кредит не будет в состоянии его обслуживать, так как в его семейном статусе ему приходится перенаправлять свои доходы на семейные нужды. Про переменную общий NPL необходимо отметить, что NPL-ипотека является элементом общего NPL и поэтому эластичность превышает единицу.

Вследствие того, что задача по определению детерминант NPL-ипотека до конца не решена вследствие возможного пропуска существенной переменной, то необходимо использовать метод инструментальных переменных.

Путем отбора была выявлена наиболее подходящая инструментальная переменная – реальные среднедушевые денежные доходы населения (rincome) к независимой переменной ВРП на душу населения (grp). Использование среднедушевых денежных доходов населения обусловлено тем, что он является субституту ВРП на душу населения и имеют одну природу – показатели уровня жизни населения.

Таблица 7 Оценка детерминант NPL-ипотека с помощью инструментальной переменной

	коэффициент
Константа	-7.3914 (2.9619)*
log(grp)	-0.3501 (0.1508)*
log(cpi)	0.8019 (0.2088)***
log(r_estK)	0.5127 (0.2775) .
Weak instruments	<2e-16***
Wu-Hausman	0.0241*
Остатки стандартной ошибки	0.6589
Множественный R ²	0.2583
Скорректированный R ²	0.2218
Тест Вальда	20.37 on 3 DF
p-value	0.0001423
. , * , ** , *** — значимость на 10%, 5%, 1% и 0.1% уровне соответственно	

Модель показала хорошую значимость: тест на слабость инструмента показал его пригодность в качестве инструментальной переменной (альтернативная гипотеза) и тест на эндогенность Ву-Хаусмана (альтернативная гипотеза) показал отсутствие эндогенности в данном уравнении (таблица 7). Наиболее значимой детерминантой явился уровень инфляции – на 0.1% уровне значимости. При увеличении на 1% ВРП на душу населения уровень NPL-ипотека снижается на 0.35%. При увеличении на 1% инфляции и цены за 1 кв.м нового жилья в тенге уровень просроченных кредитов увеличивается на 0.8% и 0.51% соответственно.

Таким образом, для общего NPL и NPL-ипотека наиболее значительное влияние оказывает инфляция – 0.43% и 0.8% соответственно. Уровень доходов в обоих случаях оказывает также существенное влияние: 0.28% и 0.35%.

Заключение

Основной причиной возникновения чрезмерного уровня NPL в Казахстане стал бум на рынке недвижимости в г.Алматы и перекредитованность населения и бизнеса.

В экономике Казахстана бум на рынке недвижимости наблюдался в 2005-2008 гг. Цена за 1 кв.м в многоквартирных домах за анализируемые годы в целом по стране выросла в 2 раза. При пересчете в долларовой эквивалент цены сейчас составляют примерно 60% от пикового уровня, причем в г.Алматы они составили только 37%.

Лопнувший пузырь на рынке недвижимости Казахстана в 2009 году спровоцировал цепь банкротств компаний, занятых в девелоперском бизнесе и не только. Банки начали требовать досрочный возврат ранее взятых кредитов, которые не многие смогли вернуть. В итоге доля неработающих кредитов в экономике в 2012-2014 гг. достигла 30%. В связи с этим Казахстан какое-то время был среди лидеров в мире по объему неработающих кредитов в экономике.

В исследовании мы получили значимые оценки влияния на уровень общего NPL и NPL-ипотека показателей статистики регионов Республики Казахстан.

При использовании различных методов оценки, таких как фиксированные и случайные эффекты, общие коррелированные эффекты, инструментальные переменные, более состоятельные и значимые оценки были получены при применении инструментальных переменных. С помощью инструментальных переменных была решена проблема эндогенности.

Было определено: при росте на 1% инфляции общий NPL и NPL-ипотека увеличиваются на 0.43% и 0.8% соответственно; при увеличении на 1% реальной заработной платы уровень общего NPL снижается на 0.28%, при росте на 1% ВРП на душу населения уровень NPL-ипотека снижается на 0.35%; рост на 1% среднего количества дней просрочки на одного заемщика увеличивает уровень общего NPL на 1.63%; увеличение на 1% цены за 1 кв.м нового жилья в тенге приводит к росту NPL-ипотека на 0.51%.

Можно предположить, что итоги исследования могут быть полезны государственным органам, банкам второго уровня, а также ресечерам в качестве исходной информации и применены при проведении исследований по данной тематике.

СПИСОК ИСПОЛЬЗОВАННЫХ ИСТОЧНИКОВ

1. https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/article/-/view/type/HTML/id/2178247
2. <http://www.warandpeace.ru/ru/exclusive/view/58811/>
3. Шиллер Р. (2017). Иррациональный оптимизм. М.
4. Эббес П. (2007). Инструментальные переменные и эндогенность: нетехнический обзор, Квантиль, №2, стр.3-20
5. Arellano M., Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2 (Apr., 1991), pp. 277-297
6. Baltagi B. (2015). *The Oxford Handbook of Panel Data*. Oxford University Press
7. Beck R., Jakubik P., Piloiu, A. (2013). Non-performing loans: what matter in addition to the economic cycle? ECB Working Paper Series (1515)
8. Boudriga A., Boulila Taktak N and Jellouli S. (2010) Bank Specific, Business and Institutional Environment Determinants of Banks Nonperforming Loans” Evidence from MENA countries, Economic Research Forum Working Paper 547. (Cairo: Economic Research Forum)
9. Breusch T. and Pagan A. (1980) The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47:239-253
10. Case K., Shiller R. (2000) “The stock market, the housing market and consumer spending,” paper prepared for the AEA/AREUEA joint session, ASSA meetings, New Orleans, January
11. Case K., Quigley J., Shiller R. (2001) Comparing wealth effects: the stock market versus the housing market / NBER Working Paper 8606
12. Espinoza R., Prasad A. Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects. IMF Working Papers 10/224, 2010
13. Hausman J (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46:1251 – 1271
14. Honda Y. (1985) Testing the error components model with non-normal disturbances. *Review of Economic Studies*, 52:681-690
15. Gourinchas P., Obstfeld M. (2012) Stories of the twentieth century for the twenty-first. *American Economic Journal: Macroeconomics* 4(1):226–265
16. Greene R. (2001), Stock prices and house prices in California: new evidence of a wealth effect? *Regional Science and Urban Economics*
17. Kindleberger C. (1978). *Manias, panics, and crashes: a history of financial crises*. Basic Books, New York
18. Klein N. (2013) Non-performing loans in CESEE: Determinants and impact on macroeconomic performance. International Monetary Fund; 2013 Mar 20
19. Kohonen T. (2001) *Self-Organizing Maps (Third Extended Edition)*, New York, p.501
20. Kumar V., Kishore P. (2019) Macroeconomic and Bank Specific Determinants of Non Performing Loans in UAE Conventional Bank, *Journal of Banking and Finance Management* Volume 2, Issue 1, pp. 1-12
21. Louzis D., Vouldis A. and Metaxas L. (2010) Macroeconomic and bank specific determinants of non-performing loans in Greece: a comparative study 24 of mortgage, business and consumer loan portfolios, Working Papers 118, Bank of Greece
22. Matsubayashi Y. (2015) The Effort to Stabilise the Financial System in Japan: an Outline and the Characteristics of the Programme for Financial Revival. Working Paper 2015/02, Bruegel
23. Messai A., Jouini F. (2013) Micro and Macro Determinants of Non-performing Loans, *International Journal of Economics and Financial Issues* Vol. 3, No. 4, pp.852-860

24. Nakaso H. (2001) The Financial Crisis in Japan During the 1990s: How the Bank of Japan Responded and the Lessons Learnt. BIS Papers No. 6: 1–82
25. Nkusu M. (2011) Non-performing Loans and Macro-financial Vulnerabilities in Advanced Economies, IMF WP/11/161, 1-27
26. Pesaran M. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with multifactor error structure. *Econometrica* 74, 967–1012
27. Reinhart C., Rogoff K. (2009) This time is different: eight centuries of financial folly. Princeton University Press, Princeton
28. Ruud P. (2000). An Introduction to Classical Econometric Theory. New York: Oxford University Press
29. Schularick M., Taylor A. (2012) Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles and financial crises, 1870–2008. *American Economic Review* 102(2):1029–1061
30. Spiegel M. (1999) Moral Hazard Under the Japanese ‘Convoy’ Banking System. *FRBSF Economic Review* (3): 1–11
31. Zeng S. (2012) Bank non-performing loans (NPLS): A dynamic model and analysis in China. *Modern Economy*. Jan 5;3(01):100

ПРИЛОЖЕНИЯ

Приложение 1.

Корреляционная матрица

	age	num_pay	day_overdue	num_credit	gini	rcons	cpi	grp	rincome	rsalary	rrest_income	rcredit	rmon_pay	ram_overdue	rdep_kzt	rdep_usd	delta_emp	selfemp	r_essk	r_estD	crime	birth	death	marriage	divorce	employ	rtax
age	1	-0.235	0.311	0.221	0.143	0.427	0.294	0.651	-0.597	0.524	-0.579	0.704	-0.321	-0.300	-0.353	-0.515	-0.385	0.698	0.515	0.482	0.706	0.329	0.432	-0.838	0.269	0.074	0.666
num_pay	0.235	1	-0.179	0.445	0.024	0.248	0.219	0.210	0.135	0.136	0.162	0.352	-0.247	0.082	-0.044	0.219	0.195	0.303	0.157	0.336	0.404	0.049	0.002	0.348	0.208	0.155	0.190
day_overdue	0.311	-0.179	1	0.349	0.267	0.222	0.223	0.025	0.275	0.194	0.098	0.019	0.430	0.392	0.407	0.089	0.023	0.125	0.096	0.358	0.156	0.199	0.085	-0.180	0.164	0.139	0.044
num_credit	0.221	0.445	0.349	1	0.053	0.015	0.446	0.190	0.264	0.386	0.242	0.273	0.240	0.051	-0.080	-0.192	0.068	0.279	0.101	0.150	0.228	0.067	0.014	-0.016	0.022	0.285	0.191
gini	0.143	-0.024	0.267	-0.053	1	0.684	0.154	0.148	-0.111	0.322	-0.363	0.144	0.005	0.182	0.298	0.218	-0.270	0.011	0.358	0.324	0.247	0.777	0.721	-0.201	0.632	0.143	0.236
rcons	0.427	0.248	0.222	0.015	0.684	1	0.069	0.291	0.355	0.168	0.070	0.495	0.378	0.558	0.608	0.651	0.135	0.572	0.194	0.192	0.650	0.414	0.270	0.424	0.739	0.259	0.276
cpi	0.294	0.219	-0.223	-0.446	0.155	0.069	1	0.061	-0.050	0.036	0.034	0.117	-0.354	-0.113	-0.019	0.035	0.123	0.066	0.080	0.093	0.181	0.153	0.095	0.143	0.038	0.010	0.050
grp	0.651	0.210	0.025	0.190	0.148	0.291	0.061	1	0.929	0.891	0.923	0.740	0.568	0.457	0.424	0.434	0.411	0.729	0.649	0.485	0.375	0.279	0.380	0.559	0.100	0.267	0.971
rincome	0.597	0.135	0.275	0.264	0.111	0.355	0.050	0.929	1	0.927	0.944	0.782	0.701	0.546	0.502	0.413	0.430	0.736	0.597	0.393	0.353	0.262	0.377	0.568	0.172	0.245	0.945
rsalary	0.524	0.136	0.194	0.386	0.322	0.168	0.036	0.891	0.927	1	0.922	0.766	0.696	0.436	0.365	0.247	0.489	0.726	0.653	0.439	0.137	0.447	0.510	0.519	0.048	0.269	0.931
rrest_income	0.579	0.162	0.098	0.242	0.363	0.070	0.034	0.923	0.944	0.922	1	0.710	0.550	0.367	0.292	0.262	0.424	0.629	0.602	0.434	0.236	0.439	0.498	0.531	0.048	0.359	0.941
rcredit	0.704	0.352	0.019	0.273	0.144	0.495	0.117	0.740	0.782	0.766	0.710	1	0.661	0.599	0.473	0.618	0.585	0.770	0.637	0.619	0.544	0.302	0.449	0.766	0.217	0.136	0.791
rmon_pay	0.321	-0.247	0.430	0.240	0.005	0.378	0.354	0.568	0.701	0.696	0.550	0.661	1	0.649	0.673	0.435	0.367	0.541	0.482	0.266	0.149	0.144	0.350	0.363	0.121	0.046	0.628
ram_overdue	0.300	0.082	0.392	0.051	0.182	0.558	0.113	0.457	0.546	0.436	0.367	0.599	0.649	1	0.870	0.787	0.316	0.423	0.406	0.227	0.458	0.053	0.214	0.367	0.239	0.337	0.503
rdep_kzt	0.353	-0.044	0.407	-0.080	0.298	0.608	0.019	0.424	0.502	0.365	0.292	0.473	0.673	0.870	1	0.755	0.205	0.452	0.402	0.168	0.534	0.155	0.137	0.414	0.385	0.355	0.450
rdep_usd	0.515	0.219	0.089	-0.192	0.218	0.651	0.035	0.434	0.413	0.247	0.262	0.618	0.787	0.755	1	0.359	0.425	0.425	0.416	0.370	0.715	0.093	0.206	0.522	0.300	0.364	0.439
delta_emp	0.385	0.195	0.023	0.068	0.270	0.135	0.123	0.411	0.430	0.489	0.424	0.585	0.367	0.316	0.205	0.359	1	0.375	0.373	0.307	0.242	0.371	0.474	0.440	0.123	0.038	0.452

selfemp	0.698	-0.303	-0.125	-0.279	0.011	0.572	0.066	0.729	-0.736	0.726	-0.629	0.770	-0.541	-0.423	-0.452	-0.425	-0.375	1	0.527	0.430	0.428	0.180	0.277	-0.655	0.380	0.139	0.738
r_estK	0.515	0.157	-0.096	0.101	0.358	0.194	0.080	0.649	0.597	0.653	0.602	0.637	0.482	0.406	0.402	0.416	0.373	0.527	1	0.870	0.373	0.346	0.427	0.564	0.036	0.142	0.730
r_estD	0.482	0.336	-0.358	0.150	0.324	0.192	0.093	0.485	0.393	0.439	0.434	0.619	0.266	0.227	0.168	0.370	0.307	0.430	0.870	1	0.421	0.320	0.342	0.583	0.057	0.116	0.553
crime	0.706	0.404	-0.156	-0.228	0.247	0.650	0.181	0.375	0.353	0.137	0.236	0.544	0.149	0.458	0.534	0.715	0.242	0.428	0.373	0.421	0.121	0.120	0.056	0.731	0.612	0.138	0.349
birth	0.329	0.049	-0.199	0.067	0.777	0.414	0.153	0.279	0.262	0.447	0.439	0.302	0.144	-0.053	-0.155	-0.093	0.371	0.180	0.346	0.320	0.120	0.121	0.924	0.479	0.674	0.059	0.376
death	0.432	-0.002	0.085	-0.014	0.721	0.270	0.095	0.380	-0.377	0.510	-0.498	0.449	-0.350	-0.214	-0.137	-0.206	-0.474	0.277	0.427	0.342	0.056	0.924	1	-0.573	0.580	0.151	0.472
marriage	0.838	0.348	-0.180	-0.016	0.201	0.424	0.143	0.559	0.568	0.519	0.531	0.766	0.363	0.367	0.414	0.522	0.440	0.655	0.564	0.583	0.731	0.479	0.573	1	0.230	0.065	0.609
divorce	0.269	0.208	0.164	0.022	0.632	0.739	0.038	0.100	0.172	0.048	-0.048	0.217	0.121	0.239	0.385	0.300	-0.123	0.380	0.036	0.057	0.612	0.674	0.580	0.230	1	0.086	0.038
employ	0.074	-0.155	0.139	-0.285	0.143	0.259	0.010	0.267	-0.245	0.269	-0.359	0.136	0.046	0.337	0.355	0.364	-0.038	0.139	0.142	0.116	0.138	0.059	0.151	0.065	0.086	1	0.191
rtax	0.666	0.190	0.044	0.191	0.236	0.276	0.050	0.971	0.945	0.931	0.941	0.791	0.628	0.503	0.450	0.439	0.452	0.738	0.730	0.553	0.349	0.376	0.472	0.609	0.038	0.191	1

Результаты тестов общего NPL

F test for individual effects

data: $\log(\text{npl}) \sim \log(\text{rsalary}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{day_overdue})$

F = 14.341, df1 = 16, df2 = 45, p-value = 1.161e-12

alternative hypothesis: significant effects

Hausman Test

data: $\log(\text{npl}) \sim \log(\text{rsalary}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{day_overdue})$

chisq = 9.1781, df = 3, p-value = 0.02701

alternative hypothesis: one model is inconsistent

Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan) for unbalanced panels

data: $\log(\text{npl}) \sim \log(\text{rsalary}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{day_overdue})$

chisq = 46.071, df = 1, p-value = 1.141e-11

alternative hypothesis: significant effects

Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels

data: $\log(\text{npl}) \sim \log(\text{cpi}) + \log(\text{rsalary}) + \log(\text{day_overdue})$

z = 5.0776, p-value = 3.823e-07

alternative hypothesis: cross-sectional dependence

Результаты тестов NPL-ипотека

F test for individual effects

data: $\log(\text{npl_ipoteka}) \sim \log(\text{grp}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{r_estK})$

F = 21.144, df1 = 16, df2 = 45, p-value = 9.057e-16

alternative hypothesis: significant effects

Hausman Test

data: $\log(\text{npl_ipoteka}) \sim \log(\text{grp}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{r_estK})$

chisq = 1.1623, df = 3, p-value = 0.7621

alternative hypothesis: one model is inconsistent

Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan) for unbalanced panels

data: $\log(\text{npl_ipoteka}) \sim \log(\text{grp}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{r_estK})$

chisq = 65.177, df = 1, p-value = 6.848e-16

alternative hypothesis: significant effects

Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels

data: $\log(\text{npl_ipoteka}) \sim \log(\text{grp}) + \log(\text{cpi}) + \log(\text{r_estK})$

z = 1.5165, p-value = 0.1294

alternative hypothesis: cross-sectional dependence