

**ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ АВТОНОМНОЕ ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ  
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ  
«НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ «ВЫСШАЯ  
ШКОЛА ЭКОНОМИКИ»**

**ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК  
ДЕПАРТАМЕНТ ПРИКЛАДНОЙ ЭКОНОМИКИ**

**Домашнее задание №2**

по дисциплине «Прикладная микроэконометрика» на тему:

**Тестирование модели зависимости доли совокупных кредитов экономики в  
активах банка от его характеристик в 2011 году**

Выполнили:

Зехов Матвей Сергеевич (БЭК 165)

Тукмачёва Юлия Николаевна (БЭК 164)

Москва – 2019

## ВВЕДЕНИЕ

Анализ работы каналов банковского кредитования необходим для получения более точных результатов прогнозирования состояния экономики в кризисные периоды и для построения оптимальной политики Центральным банком. Для более полного моделирования зависимости основных макроэкономических показателей (выпуска, инфляции и др.) от объема кредитного предложения, необходимо понять, какие факторы обуславливают изменение кредитных возможностей коммерческих банков. В предыдущем исследовании были построены и протестированы модели сквозной, FE - и RE - регрессий для ежемесячных данных по 678 коммерческим банкам в 2011 году. Было установлено, что на количество выдаваемого кредита влияют такие факторы, как темп инфляции и ставка рефинансирования, а также такие характеристики банков, как ликвидность, капитализация и прибыльность; причем было установлено существенное влияние фиксированных индивидуальных эффектов. В предыдущей работе наиболее соответствующей данным моделью была признана модель FE с двунаправленными эффектами. Однако в данной работе от продолжения работы над моделью пришлось отказаться: качество модели с двунаправленными FE несущественно выше, чем у модели с однонаправленными эффектами, а многие коэффициенты перед периодами незначимы. Также при построении модели с инструментальными переменными адекватность модели с двунаправленными эффектами оказалось ниже (Wald-chi2), а многие временные переменные - незначимы. Поэтому было решено продолжать работать над моделью с однонаправленными фиксированными индивидуальными эффектами.

Целью данной работы является продолжение тестирования модели по 678 коммерческим банкам за 12 месяцев 2011 года:

$$credits_{it} = \alpha_{it} + 0.285 - 0.006 \cdot inf.rate_{it} + 0.042 \cdot ref.rate_{it} + 0.37 \cdot roa_{it} - 0.225 \cdot liquidity_{it} - 0.285 \cdot capita_{it}, i = 1, \dots, 678; t = 1, \dots, 12,$$
 где  $credits$  - отношение совокупных кредитов в банке на его активах,  $inf.rate$  - темп инфляции,  $ref.rate$  - ставка рефинансирования,  $roa$  - прибыльность банка,  $liquidity$  - ликвидность банка,  $capita$  - капитализация банка.

Для получения валидной модели, на основании которой можно делать устойчивые предположения и выводы, необходимо проверить ее (и при необходимости скорректировать) на отклонения от предпосылок классической линейной регрессионной модели, а также оценить динамическую модель для более полного моделирования кредитного предложения.

## ТЕСТИРОВАНИЕ И КОРРЕКЦИЯ ОТКЛОНЕНИЙ ОШИБКИ РЕГРЕССИИ ОТ ПРЕДПОСЫЛОК КЛРМ

Классическая линейная регрессионная модель предполагает, что:

$E(\varepsilon_{it}) = 0, var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2, cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = 0, cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \forall i, j = 1, \dots, N; \forall t, s = 1, \dots, T.$   
Однако, эти предпосылки могут отличаться по нескольким причинам

- Тестирование наличия гетероскедастичности.

Первым типом отклонения от классической модели линейной регрессии можно назвать гетероскедастичность. В отличие от обычной модели, в панельных данных

$$Y = X\beta + u, \quad u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$$

можно выделить два типа гетероскедастичности :

$$\mu_i \sim N(0, \sigma_{\mu}^2) \text{ и } \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

Однако все тесты, которые мы проходили были основаны на *within*-преобразовании, которое, очевидно, убирает из данных первый вид гетероскедастичности и следственно, его оценка не

производится. Таким образом, сконцентрируемся на поиске второго типа гетероскедастичности. Основной причиной гетероскедастичности вообще в этой модели можно считать неоднородность объектов. В первой части домашнего задания нами было выявлено большое количество выбросов в данных, часть из которых была отфильтрована, однако большая неоднородность, например по ликвидности или размеру компаний, сохранилась. За счет этих факторов и скорее всего и будет наблюдаться гетероскедастичность. Проведём формальные тесты. Нами будут рассмотрены два теста: модифицированный тест Вальда и тест отношения правдоподобия (LR).

Как видно, нулевая гипотеза о гомоскедастичности в тесте Вальда отвергается.

Таблица 1.1 Модифицированный тест Вальда

```
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (678) = 2.3e+05
Prob>chi2 = 0.0000
```

В тесте отношения правдоподобия сравниваются две модели: оцененная с поправками ковариационной матрицы на гетероскедастичность и без них. Тест демонстрирует, что модели сильно разнятся, что говорит о гетероскедастичности.

Таблица 1.2 Тест отношения правдоподобия

```
LR chi2(677) = 7538.31
Prob > chi2 = 0.0000
```

Следовательно, необходимо бороться с гетероскедастичностью, чтобы адекватно проверить значимость полученных нами коэффициентов. Нас интересует две вещи. Верные статистики для значимости коэффициентов и верные непосредственно коэффициенты. Для получения первого применим робастную к гетероскедастичности ковариационную матрицу, а для второго используем моделирование гетерогенности.

Методы борьбы с гетероскедастичностью, используемые нами, устроены таким образом, что позволяют заодно решить и проблему автокорреляции, то есть ситуации, когда  $cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) \neq 0$  или  $cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0$

В подобном случае возможны те же проблемы, что и при гетероскедастичности. Наши оценки также будут менее эффективными, а на тестовые статистики нельзя будет полагаться. Для начала протестируем наши данные на наличие автокорреляции (первый случай). Проведем несколько тестов:

- 1) Тест Вулдриджа

```
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1, 677) = 76.680
Prob > F = 0.0000
```

## 2) Тест “pantest 2” (Nicholas Oulton)

```
Test for serial correlation in residuals
Null hypothesis is either that rho=0 if residuals are AR(1)
or that lamda=0 if residuals are MA(1)
LM= 1466.255
which is asy. distributed as chisq(1) under null, so:
Probability of value greater than LM is 0
LM5= 38.291709
which is asy. distributed as N(0,1) under null, so:
Probability of value greater than abs(LM5) is 0
```

Tests for the error component model:

```
credits[bank,t] = Xb + u[bank] + v[bank,t]
v[bank,t] = lambda v[bank,(t-1)] + e[bank,t]
```

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
credits	.0409462	.2023516
e	.0034173	.05845759
u	.0324847	.18023511

Tests:

```
Random Effects, Two Sided:
ALM(Var(u)=0) = 28438.46 Pr>chi2(1) = 0.0000

Random Effects, One Sided:
ALM(Var(u)=0) = 168.64 Pr>N(0,1) = 0.0000

Serial Correlation:
ALM(lambda=0) = 176.05 Pr>chi2(1) = 0.0000
```

## 3) Тест Балтаги-Ли

Во всех трёх тестах в качестве нулевой гипотезы принимается отсутствие автокорреляции. Как легко заметить, во всех тестах гипотеза отвергается. В рамках наших данных автокорреляцию можно объяснить двумя причинами. Во-первых, такой эффект могут давать ошибки спецификации модели. Во-вторых, учитывая экономическую специфику данных, количество кредитов может быть довольно инертным показателем, зависящим от деловых циклов. Следствием как раз и будет автокорреляция.

Еще одним случаем, который необходимо протестировать, будет наличие пространственной корреляции. То есть, второго случая из описанных выше. Для этого применим тест Песарана. Нулевой гипотезой в данном случае будет также отсутствие пространственной автокорреляции.

```
Pesaran's test of cross sectional independence = 29.900, Pr = 0.0000
Average absolute value of the off-diagonal elements = 0.351
```

Тест отвергает нулевую гипотезу на любом разумном уровне

значимости.

Перейдём к методам борьбы. Для начал попытаемся получить правильные стандартные ошибки коэффициентов с помощью использования робастных оценок ковариационной матрицы ошибок регрессии. Для этого были вычислены следующие оценки:

- 1) Оценки Newye-West с лагом автокорреляции 1 и 2.
- 2) Оценки Dryscoll-Kraay с лагом автокорреляции 1 и 2.
- 3) Оценки xtgs с опцией “robust” (Arellano-Wooldridge).

Итого пять моделей. Оценки коэффициентов, стандартных ошибок и p-value можно найти в сводной таблице ниже.

Таблица 1.3 Сводная таблица с оценками коэффициентов и стандартным ошибками.

Variable	fe	fe_ro~t	newey~1	newey~2	fe_dr~1	fe_dr~2
liquidity	-0.2566	-0.2566	-0.2566	-0.2566	-0.2566	-0.2566
	0.0372	0.0687	0.0507	0.0527	0.0831	0.0807
	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000	0.0103	0.0088
roa	0.4165	0.4165	0.4165	0.4165	0.4165	0.4165
	0.0200	0.0577	0.0412	0.0427	0.0473	0.0489
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
capita	-0.2592	-0.2592	-0.2592	-0.2592	-0.2592	-0.2592
	0.0138	0.0399	0.0279	0.0292	0.0152	0.0141
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
ref_rate	0.0416	0.0416	0.0416	0.0416	0.0416	0.0416
	0.0052	0.0072	0.0058	0.0060	0.0125	0.0111
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0067	0.0032
inf_rate	-0.0064	-0.0064	-0.0064	-0.0064	-0.0064	-0.0064
	0.0016	0.0014	0.0016	0.0015	0.0028	0.0024
	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0439	0.0249
_cons	0.2914	0.2914	0.5569	0.5569	0.2914	0.2914
	0.0443	0.0672	0.0497	0.0513	0.0991	0.0907
	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0135	0.0083

legend: b/se/p

Из всех представленных моделей можно видеть, что существенные изменения в значимости можно заметить только в оценках Dryscoll-Kraay. Это можно объяснить тем, что только они учитывают пространственную корреляцию. Остальные модели ее не рассматривают. Так как тест на пространственную автокорреляцию отверг

гипотезу о ее отсутствии, мы не имеем права исключить ее из рассмотрения. Следственно, предпочтения будут отданы оценкам Dryscoll-Kraay. Вопрос о том, с каким лагом выбирать эти оценки не так важен. Результаты почти не отличаются. Остановимся на лаге 1.

В качестве следующего шага перейдём к моделированию эффектов гетероскедастичности, автокорреляции и пространственной корреляции. До этого момента в нашей модели корректировались только стандартные ошибки для получения возможности более достоверно проверять значимость коэффициентов. Теперь же цель меняется, и нам необходимо получить состоятельные и несмещенные оценки коэффициентов. Для этого оценим несколько моделей с инкорпорированным моделированием вышеперечисленных отклонений, чтобы элиминировать их влияние.

Для этого оценим следующие модели:

- 1) Pool-модель (pool).
- 2) Модель с фиксированными эффектами (fe).
- 3) Модель с фиксированными эффектами и авторегрессией первого порядка в остатках (xtregar\_fe).
- 4) Оценки GLS с моделированием гетероскедастичности.
- 5) Оценки GLS с авторегрессией первого порядка в остатках и моделированием гетероскедастичности (gls\_h\_ar).

- 6) Оценки GLS с авторегрессией первого порядка в остатках, индивидуальными коэффициентами авторегрессии и моделированием гетероскедастичности (gls\_h\_psar).
- 7) Оценки метода “panel-corrected standard errors” (pcse\_fe\_ar).

Таблицы 1.4 и 1.5 Сводные таблицы с оценками коэффициентов, стандартным ошибками и значимостью переменных

Variable	pool	fe	gls_h	gls_h_ar	gls_h_p~r	xtregar~e	pcse_fe~r
liquidity	-0.6652	-0.6666	-0.2700	-0.2726	-0.2758	-0.6565	-0.2600
	0.0443	0.0443	0.0325	0.0325	0.0325	0.0443	0.0537
	-15.02	-15.05	-8.32	-8.38	-8.49	-14.81	-4.84
roa	0.2372	0.2369	0.4046	0.4010	0.3991	0.2307	0.4160
	0.0180	0.0180	0.0183	0.0183	0.0182	0.0180	0.0303
	13.21	13.19	22.14	21.95	21.89	12.84	13.71
capita	-0.3363	-0.3360	-0.2743	-0.2759	-0.2767	-0.3317	-0.2584
	0.0121	0.0121	0.0129	0.0129	0.0129	0.0121	0.0215
	-27.88	-27.85	-21.26	-21.37	-21.51	-27.36	-12.05
ref_rate	0.0350	(omitted)	0.0258	0.0258	0.0261	0.0000	0.0436
	0.0168		0.0049	0.0049	0.0051	0.0000	0.0071
	2.08		5.31	5.32	5.15	.	6.15
inf_rate	-0.0057	(omitted)	-0.0053	-0.0052	-0.0053	0.0000	-0.0059
	0.0051		0.0011	0.0011	0.0011	0.0000	0.0013
	-1.13		-4.76	-4.74	-4.67	.	-4.51
_cons	0.4469	0.7281	0.4196	0.4246	0.4275	0.7267	0.5401
	0.1385	0.0063	0.0413	0.0413	0.0436	0.0062	0.0587
	3.23	115.20	10.15	10.29	9.81	117.75	9.21

legend: b/se/t

Variable	pool	fe	gls_h	gls_h_ar	gls_h_psar	xtregar_fe	pcse_fe_ar
liquidity	-0.6652***	-0.6666***	-0.2700***	-0.2726***	-0.2758***	-0.6565***	-0.2600***
roa	0.2372***	0.2369***	0.4046***	0.4010***	0.3991***	0.2307***	0.4160***
capita	-0.3363***	-0.3360***	-0.2743***	-0.2759***	-0.2767***	-0.3317***	-0.2584***
ref_rate	0.0350**	(omitted)	0.0258***	0.0258***	0.0261***	0.0000	0.0436***
inf_rate	-0.0057	(omitted)	-0.0053***	-0.0052***	-0.0053***	0.0000	-0.0059***
_cons	0.4469***	0.7281***	0.4196***	0.4246***	0.4275***	0.7267***	0.5401***

legend: \* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

Первые две модели (Pool и FE) будут использованы в качестве базовых для сравнения. Важно заметить, что в модели с фиксированными эффектами пропущены оценки двух переменных. Скорее это сделано вследствие использование within-преобразования, так как эти переменные слабо изменяются по времени и, следовательно, не могут быть оценены моделью. Легко заметить, что в предыдущем блоке моделей коррекции стандартных ошибок такой проблемы не возникало. Эту дилемму легко разрешить. Первая часть оценивалась в тринадцатой версии Stata, так как одна из моделей отказывалась оцениваться в двенадцатой версии, а текущая часть - в двенадцатой, так как часть моделей отказывалась оцениваться в тринадцатой. В связи с этими техническими трудностями результаты FE-слегка искажены.

Остальные модели будут представлять непосредственно варианты улучшений базовых моделей для преодоления вышеупомянутых проблем. Попробуем понять, какие модели нам подходят, а какие нет.

Во-первых, модель с фиксированными эффектами и автокорреляцией в остатках почти не отличается по показателям от FE. Более того, она не моделирует ещё две вышеупомянутые проблемы. А для нас важно их моделирование.

Во-вторых, можно заметить, что все три оценки метода GLS почти не отличаются друг от друга. Не изменилась ни значимость, ни сами коэффициенты. Однако все эти три модели придётся удалить из рассмотрения. Из-за особенности данных ( $N \gg T$ ), оценки FGLS могут

давать заниженные стандартные ошибки, и поэтому данные модели не подходят. Для решения этой проблемы был придуман подход “panel-corrected standard errors” (Beck&Katz, (1995)), который одновременно включает в себя моделирование гетероскедастичности, автокорреляции и пространственной корреляции. Заметим, что эти оценки серьёзно отличаются от оценок Pool и FE. Более того, стандартные ошибки, как и предполагалось, выросли. Следственно, учитывая что тесты однозначно говорят в пользу наличия проблем гетероскедастичности, автокорреляции и пространственной корреляции, переход к такой сложной модели оправдан. Модель *pcse\_fe\_ar* будет финальным решением.

Таким образом, лучше всего описывает данные модель *pcse\_fe\_ar*, имеющая вид:

$$\hat{credits}_{it} = \alpha_i + 0.41 \cdot roa_{it} - 0.25 \cdot capita_{it} - 0.005 \cdot inf.rate_{it} + 0.04 \cdot ref.rate_{it} - 0.26 \cdot liquidity_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Дадим ей содержательную интерпретацию.

При прочих равных, при увеличении показателя прибыльности на 1 единицу, количество выдаваемого кредита в среднем увеличивается на 0.41 единицу. При увеличении объема капитализации, предложение кредита в среднем уменьшается на 0.25 единиц. При увеличении темпа инфляции на 1 единицу, объем выдаваемого кредита уменьшается в среднем на 0.005 единиц. При увеличении ставки рефинансирования на 1 единицу, в среднем предложение кредита увеличивается на 0.04 единицы. При увеличении ликвидности на 1 единицу, количество выдаваемого кредита в среднем падает на 0.26 единиц. Также важно отметить, что в модель включены фиксированные индивидуальные эффекты на константу, отражающие характеристики коммерческих банков, например, управление менеджментом, репутация и консервативность политики банков, которые будут подробнее рассмотрены далее. Неинтуитивность некоторых знаков может отражать сдержанность кредитной политики банков, что является причиной экономической нестабильности, поэтому при стимулирующей монетарной политике коммерческие банки могут не увеличивать предложение кредита, а формировать подушку безопасности в периоды неопределенности.

### МОДЕЛИРОВАНИЕ С УЧЁТОМ ЭНДОГЕННОСТИ

Построенная модель требуется в доработке. В частности, для более адекватного отражения зависимости необходимо учитывать эндогенность, поскольку обычные оценки МНК смещены и несостоятельны, а содержательная интерпретация и выводы ошибочны.

Для борьбы с эндогенностью определим её причины. Эндогенность может быть связана, помимо прочего, с пропуском существенной переменной, а также с наличием ошибок измерения. Пропуски существенных переменных предполагают, что используемые факторы не могут в полной мере объяснить существующую взаимосвязь. Наличие ошибок измерения является следствием первой причины, и, применительно к анализируемому кейсу, может представлять не вполне корректный расчет факторов ввиду ограниченности исследуемых данных.

Пропуски существенных переменных отражены в таких индивидуальных показателях банков, как ликвидность, капитализация и прибыльность, поскольку они являются результатом менеджерского управления, локации, репутации банка. С другой стороны, модель с фиксированными индивидуальными эффектами учитывает различия между коммерческими банками по данным переменным. Также ликвидность, капитализация и прибыльность могут зависеть от общей макроэкономической ситуации: рисков в экономике, депозитов как прокси сбережений (следовательно, располагаемого дохода), нормативов и инструментов монетарной политики. Следовательно, общая макроэкономическая ситуация в стране может существенно



определять указанные характеристики банков, поэтому их следует включать в анализ при моделировании модели с учетом эндогенности.

Для борьбы с эндогенностью следует использовать инструментальные переменные, которые хорошо коррелируют с исходными факторами (релевантность) и не коррелируют с ошибкой (валидность). Как уже было упомянуто ранее, необходимо учитывать такие макроэкономические показатели, как риски в экономике, приближение которых может являться среднемесячная доходность по ОБР, как проценты по безрисковому финансовому инструменту (в анализе - *obr\_rate*), а также количество лицензируемых коммерческих организаций как меру кредитных рисков в экономике (см. J. Hond, D. A. Lesmond, "Liquidity and Credit Risk in Emerging Debt Markets") (в анализе - *license*); отношения депозитов к общим активам банка как приближения сбережений населения и их располагаемого дохода (см. V. Minni, "Can greater capital lead to less bank lending? An analysis of the bank-level analysis of the bank-lending evidence from Europe") (в анализе - *dep\_ratio*), а также выполнения норматива достаточности капитала, определяемого как dummy-переменная, равная 1, если объем капитализации выше среднего по выборке, и равная 0 иначе, что отражает необходимость в учете регуляционного давления (см. там же), (в анализе - *reg\_pressure*). Получается, что для моделирования 3-х предположительно эндогенных переменных используются 4 инструмента. Теперь протестируем 2 важные свойства инструментальных переменных

- Результаты тестирования релевантности выбранных инструментальных переменных.

Для проверки релевантности выбранных инструментальных переменных построим линейную регрессионную модель с фиксированными индивидуальными эффектами, где в качестве зависимой переменной будет стоять потенциальная эндогенная переменная, а в качестве регрессоров - инструментальные переменные. Особого внимания стоит проверка адекватности построенных регрессионных моделей, а также тест на совместную значимость инструментальных переменных.

- 1) Для показателя капитализации:

$$capita_{it} = \alpha_i + \beta_{reg.press} \cdot reg.press_{it} + \beta_{obr.rate} \cdot obr.rate_{it} + \beta_{license} \cdot license_{it} + \beta_{dep.rate} \cdot dep.rate_{it} + u_{it},$$

$$i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Таблица 2.1. Результаты проверки релевантности инструментов для капитализации.

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	8136	Как видно из таблицы с результатами тестирования релевантности инструментов для капитализации, построенная регрессионная модель адекватна, p-value =
Group variable: month_num	Number of groups	=	12	
R-sq: within = 0.7286	Obs per group: min	=	678	
between = 0.8635	avg	=	678.0	
overall = 0.7287	max	=	678	
corr(u_i, Xb) = 0.0166	F(2,8122)	=	10901.37	
	Prob > F	=	0.0000	

0.0000. Коэффициенты регрессии значимы на любом разумном уровне значимости, но переменные *obr\_rate* и *license* исключены из анализа ввиду мультиколлинеарности. Однако есть предположение, что они были исключены из-за их временной инвариантности (см. раздел 3), поэтому модель FE их не оценивает.

- 2) Для показателя прибыльности:

$$roa_{it} = \alpha_i + \beta_{reg.press} \cdot reg.press_{it} + \beta_{obr.rate} \cdot obr.rate_{it} + \beta_{license} \cdot license_{it} + \beta_{dep.rate} \cdot dep.rate_{it} + u_{it},$$



$$i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Таблица 2.2. Результаты проверки релевантности инструментов для капитализации.

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	8136	Как видно из таблицы с результатами тестирования релевантности инструментов для прибыльности, построенная регрессионная модель
Group variable: month_num	Number of groups	=	12	
R-sq: within = 0.0413	Obs per group: min	=	678	
between = 0.1034	avg	=	678.0	
overall = 0.0413	max	=	678	
corr(u_i, Xb) = 0.0045	F(2, 8122)	=	174.75	
	Prob > F	=	0.0000	

адекватна, p-value = 0.0000. Коэффициенты регрессии значимы на 5% уровне значимости. Показатели *obr\_rate* и *license* не оценены.

3) Для показателя ликвидности:

$$liquidity_{it} = \alpha_i + \beta_{reg.press} \cdot reg.press_{it} + \beta_{obr.rate} \cdot obr.rate_{it} + \beta_{license} \cdot license_{it} + \beta_{dep.rate} \cdot dep.rate_{it} + u_{it},$$

$$i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Таблица 2.3. Результаты проверки релевантности инструментов для ликвидности.

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	8136	Как видно из таблицы с результатами тестирования релевантности инструментов для ликвидности, построенная регрессионная модель
Group variable: month_num	Number of groups	=	12	
R-sq: within = 0.2315	Obs per group: min	=	678	
between = 0.5433	avg	=	678.0	
overall = 0.2317	max	=	678	
corr(u_i, Xb) = 0.0118	F(2, 8122)	=	1223.39	
	Prob > F	=	0.0000	

адекватна, p-value = 0.0000. Коэффициенты значимы на 5% уровне значимости. Коэффициенты *obr\_rate* и *license* исключены из анализа.

По результатам проверки релевантности, получается, что все коэффициенты релевантны, F-статистика адекватности всех построенных моделей высока.

- Результаты тестирования валидности выбранных инструментальных переменных. Используем тест Саргана-Хансена на проверку сверхидентифицируемости ограничений для модели с фиксированными индивидуальными эффектами. Результаты тестирования представлены в таблице 2.4.

В результате проверки модели FE с инструментальными переменными *reg.press<sub>it</sub>*, *obr.rate<sub>it</sub>*, *license<sub>it</sub>*, *dep.rate<sub>it</sub>* для *liquidity<sub>it</sub>*, *roa<sub>it</sub>* и *capita<sub>it</sub>*.

$$credits_{it} = \alpha_i + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{liquidity} \cdot liquidity_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + u_{it}$$

$i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12$  было выяснено, что инструменты невалидны (p-value = 0.0000).

При удалении переменной *license* из модели, получили, что переменная *liquidity* перестала быть значимой (p-value = 0.894). После удаления переменной *liquidity* из анализа и оценивании модели FE:

$credits_{it} = \alpha_i + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + u_{it}$ ,  
 $i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12$  с инструментами  $reg.press_{it}$ ,  $obr.rate_{it}$ ,  $dep.rate_{it}$  для  $roa_{it}$  и  $capita_{it}$ . получили следующие результаты:  
(так как переменные  $ref\_rate$ ,  $obr\_rate$  и  $inf\_rate$  не оцениваются моделью, нужно их исключить из анализа, чтобы посчитать валидность инструментов).

Таблица 2.4. Результаты тестирования инструментов на валидность. FE-модель.

<pre>. xtivreg2 credits (capita roa = reg_press obr_rate dep_ratio), fe</pre>						
Warning - collinearities detected						
Vars dropped:      obr_rate						
FIXED EFFECTS ESTIMATION						
<hr/>						
Number of groups =		12	Obs per group: min =		678	
			avg =		678.0	
			max =		678	
Warning - collinearities detected						
Vars dropped:  obr_rate						
IV (2SLS) estimation						
<hr/>						
Estimates efficient for homoskedasticity only						
Statistics consistent for homoskedasticity only						
<hr/>						
			Number of obs =		8136	
			F( 2, 8122) =		156.80	
			Prob > F =		0.0000	
			Centered R2 =		-0.6868	
			Uncentered R2 =		-0.6868	
			Root MSE =		.2624	
Total (centered) SS		=	331.5828645			
Total (uncentered) SS		=	331.5828645			
Residual SS		=	559.3055309			
<hr/>						
credits	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capita	-.9339444	.1293838	-7.22	0.000	-1.187532	-.6803568
roa	1.778733	.3435546	5.18	0.000	1.105379	2.452088
<hr/>						
<u>Underidentification test</u> (Anderson canon. corr. LM statistic):					42.520	
Chi-sq(1) P-val =					0.0000	
<hr/>						
<u>Weak identification test</u> (Cragg-Donald Wald F statistic):					21.366	
Stock-Yogo weak ID test critical values: 10% maximal IV size					7.03	
15% maximal IV size					4.58	
20% maximal IV size					3.95	
25% maximal IV size					3.63	
Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.						
<hr/>						
<u>Sargan statistic</u> (overidentification test of all instruments):					0.000	
(equation exactly identified)						
<hr/>						
Instrumented:		capita roa				
Excluded instruments:		reg_press dep_ratio				
Dropped collinear:		obr_rate				
<hr/>						

Построенная модель FE адекватна ( $Wald-chi2 = 35894.18$ ). Все коэффициенты, за исключением константы, значимы на 5% уровне значимости. Тест Саргана-Хансена, имеющий основную гипотезу о некоррелированности экзогенных переменных и инструментальных переменных с ошибкой, не отвергает основную гипотезу. Следовательно, заявленные инструменты валидны, ограничение точно идентифицируемо.

Построим модель со случайными эффектами и проверим инструменты на валидность. В ходе построения первичной модели также выяснилась невалидность переменной *license*, а также возникла незначимость *liquidity*. Поэтому итоговая оцененная модель RE имеет вид:

$credits_{it} = \alpha_i + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + u_{it} + \mu_i$ ,  
 $i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12$  с инструментами  $reg.press_{it}$ ,  $obr.rate_{it}$ ,  $dep.rate_{it}$  для  $roa_{it}$  и  $capita_{it}$ . получили следующие результаты:

Таблица 2.5. Результаты тестирования инструментов на валидность. RE-модель.

G2SLS random-effects IV regression		Number of obs	=	8136
Group variable: month_num		Number of groups	=	12
R-sq: within	= 0.0438	Obs per group: min	=	678
between	= 0.7396	avg	=	678.0
overall	= 0.0450	max	=	678
corr(u_i, X)		Wald chi2(4)	=	330.61
= 0 (assumed)		Prob > chi2	=	0.0000

  

credits	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
capita	-.9347071	.1293376	-7.23	0.000	-1.188204	-.6812101
roa	1.780654	.3434072	5.19	0.000	1.107588	2.45372
ref_rate	.0561109	.0236404	2.37	0.018	.0097767	.1024452
inf_rate	-.0015651	.0071099	-0.22	0.826	-.0155002	.01237
_cons	.2720345	.1945178	1.40	0.162	-.1092135	.6532824

  

sigma_u	0
sigma_e	.26241766
rho	0 (fraction of variance due to u_i)

  

Instrumented:	capita roa
Instruments:	ref_rate inf_rate reg_press obr_rate dep_ratio

  

```
. xtoverrid
```

  

```
Test of overidentifying restrictions:
Cross-section time-series model: xtivreg g2sls
Sargan-Hansen statistic 0.002 Chi-sq(1) P-value = 0.9682
```

Построенная модель RE является адекватной (p-value = 0.0000). Все коэффициенты, за исключением константы и  $inf\_rate$  значимы на 5% уровне значимости. Тест Саргана-Хансена, имеющий основную гипотезу о некоррелированности экзогенных переменных и инструментальных переменных с ошибкой, не отвергает основную гипотезу. Следовательно, заявленные инструмент валидны, ограничения ограничения сверхидентифицируемы.

- Тестирование регрессоров на эндогенность.

Проверка инструментальных переменных на релевантность и валидность для FE - и RE - моделей показала, что выбранные инструментальные переменные могут быть использованы для приближения эндогенных регрессоров. После проверки качества инструментальных переменных необходимо проверить регрессоры на эндогенность. Сделаем это с помощью теста Хаусмана на выявление общей экзогенности регрессоров по внешним шокам. Основная гипотеза в тесте Хаусмана - экзогенность регрессоров.

#### 1) Тест Хаусмана для FE-моделей.

Построим модель FE:

$$credits_{it} = \alpha_i + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + u_{it}$$

$$i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Она адекватна (Prob > F = 0.0000). Все коэффициенты значимы на любом разумном уровне значимости.

Таблица 2.7. Результаты теста Хаусмана для FE-моделей.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe_iv	(B) fe		
capita	-.9339444	-.356665	-.5772794	.1288279
roa	1.778733	.251086	1.527647	.3431152

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 chi2(2) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
 = 20.09  
 Prob>chi2 = 0.0000

p-value = 0.0000.  
Основная гипотеза отвергается на любом разумном уровне значимости. Получается, что, согласно результатам теста Хаусмана, лучше модель FE с инструментальными переменными

## 2) Тест Хаусмана

для RE-моделей.

$$credits_{it} = \alpha_i + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + u_{it} + \mu_i$$

$i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12$ .

Построенная модель адекватна (Prob > F = 0.0000). Все коэффициенты значимы на любом разумном уровне значимости, за исключением *inf\_rate*.

Таблица 2.9. Результаты теста Хаусмана для RE-моделей.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) re_iv	(B) re		
capita	-.9347071	-.3568274	-.5778797	.1287659
roa	1.780654	.2512728	1.529381	.3429256
ref_rate	.0561109	.0377904	.0183205	.0159204
inf_rate	-.0015651	-.0059195	.0043544	.0047521

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 chi2(4) = (b-B)'[(V\_b-V\_B)^(-1)](b-B)  
 = 20.15  
 Prob>chi2 = 0.0005

p-value = 0.0005.  
Основная гипотеза отвергается на любом разумном уровне значимости. Получается, что, согласно результатам теста Хаусмана, лучше модель с инструментальными переменными. Получается, что для FE - и RE - моделей

была выявлена проблема эндогенности, согласно результатам теста Хаусмана. Тогда будем рассматривать модели FE и RE с инструментальными переменными.

Теперь проведём тест Хаусмана на сравнение моделей FE - и RE - эффектов с инструментальными переменными.

Таблица 2.10 Результаты теста Хаусмана на сравнение моделей FE - и RE - эффектов.

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe_iv	(B) re_iv		
capita	-.4806891	-.5423067	.0616176	.
roa	2.018036	2.047502	-.0294659	.
ref_rate	.0690408	.0684573	.0005835	.
inf_rate	-.0044032	-.003993	-.0004102	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtivreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtivreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)' [(V\_b-V\_B)^(-1)] (b-B)  
 = 4.49  
 Prob>chi2 = 0.3441

Основная гипотеза о статистической незначимости разницы между коэффициентами модели не отвергается. Получается, что, согласно результату теста Хаусмана, модель RE лучше, так как она дает более эффективные оценки.

- Сравнение построенных моделей

Таблица 2.11. Сравнение моделей. Сводная таблица оценок коэффициентов и стандартных ошибок.

Variable	fe	fe_iv	re	re_iv
ref_rate	(omitted)	(omitted)	0.0378*	0.0561*
inf_rate	(omitted)	(omitted)	-0.0059	-0.0016
capita	-0.3567***	-0.9339***	-0.3568***	-0.9347***
roa	0.2511***	1.7787***	0.2513***	1.7807***

  

Variable	fe	fe_iv	re	re_iv
ref_rate	(omitted)	(omitted)	0.0378	0.0561
			0.0175	0.0236
inf_rate	(omitted)	(omitted)	-0.0059	-0.0016
			0.0053	0.0071
capita	-0.3567	-0.9339	-0.3568	-0.9347
	0.0122	0.1294	0.0121	0.1293
roa	0.2511	1.7787	0.2513	1.7807
	0.0182	0.3436	0.0182	0.3434
_cons	0.7067	0.7271	0.4027	0.2720
	0.0062	0.0105	0.1442	0.1945

Коэффициенты во всех моделях значимы на 5% уровне значимости, кроме коэффициентов в переменной *inf\_rate* в RE\_IV и FE\_IV. Как было отмечено ранее, эндогенность была выявлена тестом Хаусмана.

legend: b/se

Согласно тестам Хаусмана, лучше соответствует данным RE-модель с инструментальными переменными. Важно отметить, что FE-модель не оценила коэффициенты перед переменными, инвариантными по времени: *ref\_rate* и *inf\_rate*. Поэтому наиболее адекватная модель, с учётом эндогенности, имеет вид:

$$\widehat{credits}_{it} = 0.27 + 1.78 \cdot roa_{it} - 0.93 \cdot capita_{it} - 0.0015 \cdot inf\_rate_{it} + 0.056 \cdot ref\_rate, i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Дадим модели содержательную характеристику. При увеличении темпа инфляции на 1 единицу, объем кредитования коммерческими банками в среднем уменьшается на 0.0015 единиц. При увеличении ставки рефинансирования на 1 единицу, кредитное предложение в среднем увеличивается на 0.056 единиц. При увеличении прибыльности банка на 1 единицу,



объем кредитования в среднем увеличивается на 1.78 единиц. При увеличении капитализации на 1 единицу, в среднем кредитов выдается на 0.93 единицы меньше - при прочих равных. Неинтуитивность знака перед коэффициентом капитализации может оправдываться тем, что в рассматриваемый период коммерческие банки вели консервативную политику в ответ на экономические нестабильности. Ввиду этого, они могут предпочитать не увеличивать предложение кредитов в ответ на стимулирующую монетарную политику, а наоборот - накапливать *capital buffer* как подушку безопасности в периоды нестабильности.

В данной модели была выявлена эндогенность, предположительно, в индивидуальных характеристиках банков - прибыльности и капитализации, поэтому данные переменные были инструментированы экзогенными переменными (ставкой рефинансирования, темпом инфляции, коэффициентом регуляционного давления, коэффициентом депозитов и среднемесячной доходностью от безрисковых облигаций). То есть эндогенность порождается реакцией банков на макроэкономическую ситуацию и монетарную политику. Наиболее хорошая модель - модель со случайными индивидуальными эффектами - не исключает ставку рефинансирования и темп инфляции из анализа (малоизменяющиеся переменные), в отличие от модели со случайными эффектами. Модель RE предполагает, что различия в показателях банков имеют случайный индивидуальный характер.

Однако важно также рассмотреть оценить модель с индивидуальными эффектами и переменными, неизменными по времени. Ввиду этого необходимо применить метод Хаусмана-Тейлора.

#### ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДА ХАУСМАНА-ТЕЙЛОРА ДЛЯ ОЦЕНКИ КОЭФФИЦИЕНТОВ ПРИ ИНВАРИАНТНЫХ ПО ВРЕМЕНИ РЕГРЕССОРАХ

Линейную модель FE, полученную в части 1 исследования, необходимо доработать. В частности, при тестировании эндогенности было выявлено, что межбанковская разница между потенциально “внутренними” переменными, характеризующими банки (капитализация, ликвидность и прибыльность) объясняется внутренними причинами макроэкономической ситуации в стране, некоторые из которых считались неизменными по времени, поэтому FE модель не могла оценить коэффициенты перед этими факторами. Ненаблюдаемые индивидуальные эффекты могут коррелировать с объясняющими переменными, что приводит к тому, что оценки модели оказываются смещенными и несостоятельными, поэтому их надо учитывать при моделировании. Использование инструментальных переменных игнорирует инвариантные по времени скрытые характеристики. Для получения состоятельных и более эффективных оценок, чем в модели FE, необходимо воспользоваться методом Хаусмана-Тейлора для выявления зависимости между индивидуальными эффектами и объясняющими факторами.

Заметим, что среди предлагаемых данных, помимо прочих, есть переменная, инвариантная по времени - средневзвешенная ставка межбанковского кредитования (банки в выборке также изначально проранжированы по ней). Этот фактор не меняется по времени, влияет на объем кредитования коммерческим банком других банков, но также отражает индивидуальные особенности банков: рискованность кредитования, репутация банка-кредитора, может быть, даже возможность государственной поддержки и обеспечения кредитования. Данный фактор коррелирует с ненаблюдаемыми индивидуальными характеристиками банков, но инвариантен по времени. Включим его в текущий анализ. Другими регрессорами, слабо меняющимися по времени, но одинаковыми для всех банков (а потому незначительно слабо коррелирующих с их индивидуальными характеристиками), являются ключевая ставка как инструмент ответа



монетарной политики на соотношение рисков и неопределенности в экономике, а также темп инфляции, который может быть стабильным для нескольких периодов в экономике.

Для моделирования методом Хаусмана-Тейлора также важно иметь разделение на экзогенные и эндогенные переменные в модели.

Экзогенные переменные: ставка рефинансирования (формируется ЦБ на основе анализа рисков и неопределенности в экономике; коммерческие банки не имеют прямого влияния на ее изменение), темп инфляции (является показателем повышения уровня цен в экономике, не является прямым результатом действия коммерческих банков). Данные переменные слабо изменяются по времени, поэтому являются инвариантными по времени.

Эндогенные переменные: ликвидность, капитализация и прибыльность, поскольку являются результатами деятельности банка по привлечению средств вкладчиков и их размещение в кредитах. В большей степени вырабатываются внутри модели, нежели прямо задаются агентами извне (государственными органами, ЦБ); эти переменные меняются во времени. Также процентная ставка межбанковского кредитования формируется крупнейшими коммерческими банками на рынке, поэтому решено было рассматривать ее как эндогенный фактор, ввиду ее зависимости от успешности привлечения и размещения денежных средств, причем средневзвешенная процентная ставка банковского кредитования является инвариантной по времени.

Таким образом, экзогенные переменные формируются вне модели внешними агентами, а экзогенные - внутри модели, агентами, принимающими решения (в данной работе-коммерческими банками).

Также для модели Хаусмана-Тейлора нужно определить экзогенную переменную, изменяющуюся по времени. В качестве таковой было решено принять *dep\_ratio* как приближение сбережений в экономике, отражающее макроэкономическую ситуацию (риски/неопределённость) в стране.

Сначала построим модель с фиксированными индивидуальными эффектами, которая оценит коэффициенты перед факторами, изменяющимися во времени. Затем оценим регрессию *between*, которая оценит коэффициенты перед инвариантными по времени переменными.

Модель FE:

$$\widehat{credits}_{it} = \alpha_{it} + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{liquidity} \cdot liquidity_{it} + \beta_{miacr} \cdot miacr_i + \\ + \beta_{dep.ratio} \cdot dep.ratio_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 678; \quad t = 1, \dots, 12.$$

Регрессия *between*:

$$e_{FE_{it}} = \beta_0 + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + \beta_{inf.rate} \cdot inf.rate_{it} + \beta_{miacr} \cdot miacr_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, 678; \quad t = 1, \dots, 12.$$

При оценке данных моделей коэффициенты перед *inf\_rate* и *miacr* оказались незначимыми (p-value: 0.306 и 0.875 соответственно). Исключим их из анализа и построим новую модель.

FE - и BE - регрессии адекватны на 5% уровне значимости (p-value = 0.0000). Коэффициенты моделей значимы.  $R^2_{within} = 0.1233$  для модели FE,  $R^2_{between} = 0.6585$ .

Теперь применим метод Хаусмана-Тейлора, заключающийся в том, что на первом шаге оценивается регрессия инвариантных по времени эндогенных переменных на изменяющиеся по времени экзогенные факторы, на втором шаге оценивается регрессия within на оценки ошибок от не меняющиеся по времени экзогенные переменные и оценку инвариантных по времени эндогенных переменных. Тогда оценки, полученные методом Хаусмана-Тейлора, будут состоятельными и эффективными (при предпосылке о некоррелированности индивидуальных эффектов с экзогенными переменными).

Оценим модель с индивидуальными эффектами методом Хаусмана-Тейлора. Оцениваемая модель (1) имеет вид:

$$\begin{aligned} credits_{it} = & \alpha_{it} + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{liquidity} \cdot liquidity_{it} + \\ & + \beta_{dep.ratio} \cdot dep.ratio_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 678; \quad t = 1, \dots, 12. \end{aligned}$$

при предпосылке о  $corr(экз. \text{ переменные}, \mu) \neq 0$ .

Аналогично предыдущему пункту, переменные *miacr* и *inf\_rate* незначимы, поэтому были исключены из текущего анализа.

```
Test of overidentifying restrictions:
Cross-section time-series model: xtaylor htaylor
Sargan-Hansen statistic    0.852    Chi-sq(1)    P-value = 0.3561
```

Таблица 3.2. Результаты тестирования модели (1) тестом Саргана-Хансена.

Модель 1, оцененная методом Хаусмана-Тейлора, адекватна ( $p\text{-value} = 0.0000$ ). Все коэффициенты значимы на любом разумном уровне значимости. Тест Саргана-Хансена о степенях идентифицируемости модели показывает сверхидентифицируемость ограничений.

Добавим в модель инструментальные переменные из раздела 2 и оценим ее с помощью метода Хаусмана-Тейлора. Оценим модель (2):

$$\begin{aligned} credits_{it} = & \alpha_{it} + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{liquidity} \cdot liquidity_{it} + \\ & + \beta_{dep.ratio} \cdot dep.ratio_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + \beta_{obr.rate} \cdot obr.rate_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 678; \quad t = 1, \dots, 12. \end{aligned}$$

И еще модель (3):

$$\begin{aligned} credits_{it} = & \alpha_{it} + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{liquidity} \cdot liquidity_{it} + \\ & + \beta_{dep.ratio} \cdot dep.ratio_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + \beta_{obr.rate} \cdot obr.rate_{it} + \beta_{license} \cdot license_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

```
Test of overidentifying restrictions:
Cross-section time-series model: xtaylor htaylor
Sargan-Hansen statistic    0.169    Chi-sq(1)    P-value = 0.6813
```

Таблица 3.3. Результаты тестирования модели 2 тестом Саргана-Хансена..

Оцененная модель (2) адекватна ( $p\text{-value} = 0.0000$ ), все коэффициенты, за исключением *obr\_rate* ( $p\text{-value} = 0.364$ ).

Тест Саргана-Хансена о степенях идентифицируемости модели показывает, что модель сверхидентифицируема.

Таблица 3.4. Результаты тестирования модели 3 тестом Саргана-Хансена.

```
Test of overidentifying restrictions:
Cross-section time-series model: xtaylor htaylor
Sargan-Hansen statistic    5.767    Chi-sq(2)    P-value = 0.0559
```

Оцененная модель адекватна (p-value = 0.0000). Коэффициенты перед *reg\_press*, *obr\_rate*, *license* незначимы. Тест Саргана-Хансена о степенях идентифицируемости модели показывает сверхидентифицируемость модели на 5% уровне значимости.

Далее оценим модель со случайными эффектами:

$$credits_{it} = \alpha_{it} + \beta_{roa} \cdot roa_{it} + \beta_{capita} \cdot capita_{it} + \beta_{liquidity} \cdot liquidity_{it} + \beta_{dep.ratio} \cdot dep.ratio_{it} + \beta_{ref.rate} \cdot ref.rate_{it} + \beta_{obr.rate} \cdot obr.rate_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 678; t = 1, \dots, 12.$$

Модель адекватна (p-value = 0.0000). Все коэффициенты значимы на 5% уровне значимости.

Теперь нужно выбрать наиболее соответствующую данным модель. Сравним их по оценкам коэффициентов и стандартным ошибкам (таблица 3.5).

Параметры *obr\_rate*, *license* и *reg\_press* были оценены в третьей версии модели Хаусманом-Тейлором и притом оказались незначимыми. Модель (1), оцененная методом Хаусмана-Тейлора дает более значимые оценки коэффициентов, сравнительно ее дальнейшими модификациями (ht2 и ht3).

Остальные три модели: FE+BE, RE и HT1 имеют значимые оценки коэффициентов на любом разумном уровне значимости. Недостаток модели FE+BE - в том, что она даёт менее эффективные оценки, чем RE. Оценки HT1 состоятельные и более эффективные, чем в модели

Таблица 3.5. Сводная таблица с оценками коэффициентов и стандартным ошибками.

Variable	re	ht3	ht2	ht1	be	fe
ref_rate	0.0493***	0.0483**	0.0483**	0.0493***	0.0493**	(omitted)
liquidity	-0.6370***	-0.6372***	-0.6374***	-0.6382***		-0.6379***
roa	0.2327***	0.2328***	0.2322***	0.2324***		0.2322***
capita	-0.3187***	-0.3295***	-0.3180***	-0.3182***		-0.3180***
dep_ratio	0.0231***	0.0231***	0.0232***	0.0232***		0.0234***
reg_press		0.0056				
obr_rate		-0.0243	-0.0244			
license		-0.0005	-0.0005			
_cons	0.3118***	0.9828	0.9801	0.3116***	-0.4006**	0.7121***

legend: \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.00.

Variable	re	ht3	ht2	ht1	be	fe
ref_rate	0.0493	0.0483	0.0483	0.0493	0.0493	(omitted)
	0.0110	0.0169	0.0169	0.0110	0.0112	
liquidity	-0.6370	-0.6372	-0.6374	-0.6382		-0.6379
	0.0449	0.0449	0.0449	0.0449		0.0449
roa	0.2327	0.2328	0.2322	0.2324		0.2322
	0.0180	0.0180	0.0180	0.0180		0.0180
capita	-0.3187	-0.3295	-0.3180	-0.3182		-0.3180
	0.0130	0.0202	0.0130	0.0130		0.0130
dep_ratio	0.0231	0.0231	0.0232	0.0232		0.0234
	0.0063	0.0064	0.0063	0.0063		0.0063
reg_press		0.0056				
		0.0078				
obr_rate		-0.0243	-0.0244			
		0.0173	0.0173			
license		-0.0005	-0.0005			
		0.0005	0.0005			
_cons	0.3118	0.9828	0.9801	0.3116	-0.4006	0.7121
	0.0899	0.6395	0.6395	0.0899	0.0913	0.0077

legend: b/se

FE+BE. Модель RE обладает недостатком: если не выполняется предпосылка о некоррелированности индивидуальных эффектов и регрессоров. Такая коррелированность может существовать, а потому есть риск, что оценки RE могут быть несостоятельными. Поэтому было решено использовать модель (1), оцененную Хаусманом-Тейлором. Дадим ей содержательную интерпретацию:

$$credits_{it} = 0.311 + 0.023 \cdot dep.ratio_i - 0.638 \cdot liquidity_{it} + 0.232 \cdot roa_{it} - 0.311 \cdot capita_{it} - 0.049 \cdot ref.rate_{it}, \\ + \mu_{it}, i = 1, \dots, 678; t = 1, \dots, 12.$$

При прочих равных, при увеличении отношения депозитов к активам банка на 1 единицу, кредитное предложение коммерческого банка в среднем увеличивается на 0.023 единицы. При увеличении показателя ликвидности на 1 единицу, предложение кредитов в среднем уменьшается на 0.63 единицы. При увеличении прибыльности коммерческого банка, банки выдают в среднем на 0.23 единицы кредитов меньше. При увеличении капитализации на 1 единицу, кредитов выдается меньше в среднем на 0.31 единицу. При увеличении ставки рефинансирования на 1 единицу, кредитное предложение падает на 0.049 единиц. Неинтуитивность некоторых знаков, в частности, перед показателями ликвидности, капитализации могут объясняться тем, что в целом, при проведении в экономике стимулирующей монетарной политики, коммерческие банки предпочитают не увеличивать предложение кредитов, а накапливать *capital buffer*, что является возможной реакцией на экономическую нестабильность и неопределенность.

Данная модель является более хорошей, сравнительно с простой линейной моделью, поскольку позволяет оценить коэффициенты перед параметрами, инвариантными по времени, а также дает состоятельные и более эффективные оценки, сравнительно с моделью FE+BE.

### ОЦЕНИВАНИЕ ДИНАМИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ С ЛАГОМ (ЛАГАМИ) ЗАВИСИМОЙ ПЕРЕМЕННОЙ В РОЛИ РЕГРЕССОРА(ОВ)

Одно из главных достоинств панельных данных - это возможность исследования эволюции объектов на микроуровне, избегая смещения агрегирования. В контексте нашего примера это означает, что мы сможем понять, как кредитное предложение банка в предыдущем периоде может влиять на текущую ситуацию, притом неоднородность объектов вследствие особенностей банковского сектора будет учтена корректно. Вспоминая упомянутую в первой части домашнего задания инертность экономических переменных в зависимости от деловых циклов, имеет смысл включить в модель зависимость от предыдущих лагов.

Мы будем оценивать модель вида:

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \gamma y_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 678; t = 1, \dots, 12.$$

При добавлении динамики в модель через переменную  $y_{it}$  будут наблюдаться существенные изменения в интерпретации модели. Без лагированной переменной регрессоры представляют собой полный набор информации, порождающие наблюдаемые значения зависимой переменной. С добавлением лагированной переменной в уравнение вводится полная предыстория самих регрессоров.

Однако, добавление информации о предыстории может породить и проблемы. Например, ранее экзогенные переменные могут стать эндогенными. На примере нашей модели переменная *roa*

может определяться лагом предложения кредитов. Если имел высокое предложение кредитов в предыдущем периоде, то в следующем периоде можно ожидать роста рентабельности его активов впоследствии. Аналогичные выводы можно сделать и о капитализации (*capita*) и ликвидности (*liquidity*). Повышение кредитного предложения может свидетельствовать о последующем снижении ликвидности в случае, если спрос поглотит это предложение. Следствием может стать недоверие инвесторов к финансовому положению банка, если его ликвидность снизится слишком сильно, и впоследствии может снизиться капитализация. Однако, если ликвидность не упадет слишком сильно, то и капитализация может не упасть слишком сильно. Следовательно, имеет смысл инструментировать эти переменные своими же лагами. Так как подобные реакции рынка имеют достаточно высокую скорость, навряд ли имеет смысл использование лагов выше второго.

Так как капитализацию рентабельность можно в полной мере считать эндогенными (см. часть 2), то и оцениваться модели будут с опцией **end (endogeneous)**, а ликвидность будет предполагаться предопределенным регрессором и будет оцениваться с опцией **pre (predetermined)**. Ниже в сводной таблице приведены оценки коэффициентов пяти моделей:

- 1) Оценки модели с фиксированными переменными с помощью метода инструментальных переменных с лаговыми инструментами соответствующих регрессоров
- 2) Модель Ареллано-Бонда без учёта оптимальной весовой матрицы
- 3) Модель Ареллано-Бонда с учётом оптимальной весовой матрицы
- 4) Модель Бланделла-Бонда без учёта оптимальной весовой матрицы
- 5) Модель Бланделла-Бонда с учётом оптимальной весовой матрицы

Для каждой из четырёх последних моделей был проведен тест Саргана на валидность инструментов и тест Ареллано-Бонда для тестирования автокорреляции первого и второго порядков в остатках модели. Во всех четырех моделях гипотеза о валидности инструментов была отвергнута на 5%-ом уровне значимости, гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка отвергалась на любом разумном уровне значимости, а гипотеза об отсутствии автокорреляции второго порядка не отвергалась на 5%-ом уровне значимости. Последние два предположения говорят об адекватности применяемых методов и подтверждают оправданность перехода к динамической панели. Однако, тест Саргана утверждает, что инструменты невалидны. На последней лекции по АПД было сказано, что в данном случае можно пренебречь этим результатом и предполагать для дальнейшего анализа инструменты валидными.

Таблицы 4.1 и 4.2 Сводные таблицы с оценками коэффициентов и стандартным ошибками и значимостью переменных

Variable	fe	abl	ab2	bb1	bb2
capita	-0.0052	-0.2710	-0.2804	-0.2287	-0.2189
	0.0362	0.0174	0.0517	0.0146	0.0417
	-0.14	-15.60	-5.42	-15.62	-5.25
roa	0.0832	0.4706	0.4703	0.3654	0.3387
	0.0482	0.0247	0.0781	0.0214	0.0608
	1.73	19.02	6.02	17.06	5.57
liquidity	-0.1506	-0.1662	-0.2845	-0.2051	-0.2580
	0.1212	0.0410	0.0583	0.0325	0.0680
	-1.24	-4.05	-4.88	-6.31	-3.80
lag1 credits	0.4658				
	0.0121				
	38.41				
ref_rate	-0.0091	0.0046	0.0115	-0.0143	-0.0019
	0.0073	0.0046	0.0048	0.0046	0.0053
	-1.25	1.00	2.37	-3.12	-0.36
inf_rate	-0.0114	-0.0131	-0.0069	-0.0159	-0.0077
	0.0027	0.0023	0.0023	0.0024	0.0024
	-4.23	-5.72	-2.98	-6.53	-3.17
credits					
		0.3166	0.2452	0.5023	0.4953
		0.0273	0.0507	0.0151	0.0531
L1.		11.60	4.83	33.23	9.33
_cons	0.3669	0.4127	0.4011	0.4652	0.3699
	0.0632	0.0383	0.0594	0.0388	0.0491
	5.81	10.77	6.76	11.99	7.53

legend: b/se/t

Следовательно, предполагая инструменты валидными, можно сделать выбор в пользу динамических моделей. Однако теперь нужно выбрать между моделями Ареллано-Бонда и Бланделла-Бонда. Легко видеть, что при переходе от модели Ареллано-Бонда к модели Бланделла-Бонда знаки коэффициентов и их значимость не изменились за исключением ставки

Variable	fe	abl	ab2	bb1	bb2
capita	-0.0052	-0.2710***	-0.2804***	-0.2287***	-0.2189***
roa	0.0832*	0.4706***	0.4703***	0.3654***	0.3387***
liquidity	-0.1506	-0.1662***	-0.2845***	-0.2051***	-0.2580***
lag1_credits	0.4658***				
ref_rate	-0.0091	0.0046	0.0115**	-0.0143***	-0.0019
inf_rate	-0.0114***	-0.0131***	-0.0069***	-0.0159***	-0.0077***
credits					
L1.		0.3166***	0.2452***	0.5023***	0.4953***
_cons	0.3669***	0.4127***	0.4011***	0.4652***	0.3699***

legend: \* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

рефинансирования. Заметив, что этот коэффициент в целом, при переходе от модели *abl* к *bb2* остаётся незначимым, можно сказать, что модели дают схожие результаты. Таким образом, имеет смысл переход к модели Бланделла-Бонда, так как (предполагая валидность инструментов) она аккумулирует больше информации за счёт большего количества моментных тождеств. Для того, чтобы дополнительно учесть корректировку гетероскедастичности и автокорреляции, финальной признаем модель Бланделла-Бонда с учётом оптимальной весовой матрицы и опцией *vce(robust)* для коррекции смещения стандартных ошибок на длинной панели.

Протестируем остатки итоговой модели на стационарность. Для этого лучше всего подойдёт тест IPS(Im-Pesaran-Shin test), так как он хорошо работает для панелей с большим N и малым T.

Таблица 4.3 Тестирование единичного корня в ошибках

Im-Pesaran-Shin unit-root test for **res\_bb2**

Ho: All panels contain unit roots  
Ha: Some panels are stationary

Number of panels = 678  
Number of periods = 11

AR parameter: **Panel-specific**  
Panel means: **Included**  
Time trend: **Not included**

Asymptotics: **T,N -> Infinity sequentially**

ADF regressions: 1.00 lags average (chosen by AIC)

	Statistic	p-value
W-t-bar	-21.0082	0.0000

Как можем видеть, гипотеза о том, что во всех панелях содержатся единичные корни, отвергается.

Следовательно, некоторые панели являются стационарными. Следовательно, в модели можно ожидать наличие коинтеграции и не будет наблюдаться проблемы ложной регрессии.

Таким образом, лучше всего описывает данные модель *bb\_2*, имеющая вид:

$$\hat{credits}_{it} = \alpha_i + 0.49 \cdot credits_{it-1} + 0.33 \cdot roa_{it} - 0.25 \cdot capita_{it} - 0.007 \cdot inf.rate_{it} + 0.001 \cdot ref.rate_{it} - 0.25 \cdot liquidity_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Дадим ей содержательную интерпретацию.

При прочих равных, при увеличении показателя прибыльности на 1 единицу, количество выдаваемого кредита в среднем увеличивается на 0.33 единиц. При увеличении объема капитализации, предложение кредита в среднем уменьшается на 0.25 единиц. При увеличении темпа инфляции на 1 единицу, объем выдаваемого кредита уменьшается в среднем на 0.007 единиц. При увеличении ставки рефинансирования на 1 единицу, в среднем предложение кредита увеличивается на 0.001 единицы. При увеличении ликвидности на 1 единицу, количество выдаваемого кредита в среднем падает на 0.25 единиц. Помимо этого, наблюдается



положительная зависимость между предложением кредита. При увеличении предложения кредита в текущем периоде на 1 единицу, в среднем предложение кредита в следующем периоде увеличивается на 0.49 единиц. Нелогичность (на первый взгляд) знаков перед некоторыми коэффициентами определяется реакцией коммерческих банков на неопределенность и нестабильность в экономике. Ввиду этого получается, что некоторые банки могут не увеличивать предложение кредита в ответ на стимулирующую монетарную политику, но повести себя консервативно: накапливать *capital buffer* из мотива предосторожности.

## ОСНОВНЫЕ ВЫВОДЫ

Целью данной работы было продолжение моделирования зависимости доли совокупных кредитов в активах 678 коммерческих банков за 12 месяцев в 2011 году.

При коррекции обнаруженных проблем гетероскедастичности, автокорреляции и пространственной корреляции, возникших, предположительно, из-за неоднородности банковского сектора и наличия явных лидеров рынка, были получены две модели, позволяющие наиболее полно ответить на вопрос о значимости отобранных ранее переменных, а также получены эффективные и несмещённые оценки коэффициентов. Лучшими оказались оценки Dryscoll-Крау и модель “panel-corrected standard errors”, так как они отвечали всем необходимым предпосылкам, обнаруженным в данных.

В результате учета эндогенности, предположительно, порожденной индивидуальными характеристиками банков, вроде менеджерских навыков, репутации и консервативности политики, были предложены инструментальные переменные, помимо экзогенных темпа инфляции и ставки рефинансирования: коэффициент депозитов (как приближение объема располагаемого дохода и сбережений), показатель регуляционного давления и среднемесячная доходность по безрисковым облигациям (как приближение рисков в экономике). Лучшая модель - модель со случайными переменными и инструментальными переменными:

$$\widehat{credits}_{it} = 0.311 + 0.023 \cdot dep.ratio_i - 0.638 \cdot liquidity_{it} + 0.232 \cdot roa_{it} - 0.311 \cdot capita_{it} - 0.049 \cdot ref.rate_{it} + \mu_{it}, i = 1, \dots, 678; t = 1, \dots, 12.$$

При моделировании зависимости в предыдущей части исследования возникли проблемы с оцениванием коэффициентов перед переменными, инвариантными по времени. Следовательно, для более полного оценивания моделей, нужно получить оценки коэффициентов перед этими факторами. В третьей части текущего исследования был использован метод Хаусмана-Тейлора, а также оценивание FE+BE и RE. Наилучшей моделью оказалась модель Хаусмана-Тейлора, имеющая вид:

$$\widehat{credits}_{it} = 0.311 + 0.023 \cdot dep.ratio_i - 0.638 \cdot liquidity_{it} + 0.232 \cdot roa_{it} - 0.311 \cdot capita_{it} - 0.049 \cdot ref.rate_{it} + \mu_{it}, i = 1, \dots, 678; t = 1, \dots, 12.$$

При таком подходе можно получить состоятельные и более эффективные оценки для коэффициентов факторов, в том числе и для весов инвариантных переменных.

Однако, при анализе особенностей банковского сектора экономике было сделано предположение об инертности экономических переменных и их зависимости от деловых циклов. Вследствие этого возникла потребность в моделировании динамики зависимой переменной и включения в модель авторегрессионной составляющей. Тесты подтвердили оправданность имплементации дополнительной параметризации. Также были инструментированы некоторые переменные, подозреваемые предопределёнными или эндогенными. Наилучшей моделью в данном случае стала модель Бланделла-Бонда следующего вида:

$$\hat{credits}_{it} = \alpha_i + 0.49 \cdot credits_{it-1} + 0.33 \cdot roa_{it} - 0.25 \cdot capita_{it} - 0.007 \cdot inf.rate_{it} + 0.001 \cdot ref.rate_{it} - 0.25 \cdot liquidity_{it} + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, 678, t = 1, \dots, 12.$$

Такая модель позволила получить динамическую модель с наиболее полной информацией за счёт большого количества моментных тождеств, а также коррекции гетероскедастичности и автокорреляции.

### ПРОГРАММНЫЙ КОД В STATA

\*\*\*\*\*Data generation\*\*\*\*\*

```
drop if month_num < 612 | month_num > 623
gen ref_rate = .
replace ref_rate = 7.75 if month <= 613
replace ref_rate = 8 if month > 613 & month <= 615
replace ref_rate = 8.25 if month > 615

gen inf_rate = .
replace inf_rate = 2.37 if month_num == 612
replace inf_rate = 0.78 if month_num == 613
replace inf_rate = 0.62 if month_num == 614
replace inf_rate = 0.43 if month_num == 615
replace inf_rate = 0.48 if month_num == 616
replace inf_rate = 0.23 if month_num == 617
replace inf_rate = -0.01 if month_num == 618
replace inf_rate = -0.24 if month_num == 619
replace inf_rate = -0.04 if month_num == 620
replace inf_rate = 0.48 if month_num == 621
replace inf_rate = 0.42 if month_num == 622
replace inf_rate = 0.44 if month_num == 623

gen credits = (credb+ credfb+ credf+ credh)/ assets
egen total_banks_assets = sum(assets), by(month_num)
gen size = assets / total_banks_assets
gen liquidity = money / assets

gen roa = prof / assets
gen capita = (assets - depb - depfb - depf - deph- cbcred) / assets
```

\*\*\*\*\*Outliers filtering\*\*\*\*\*

```
gen isbad = liquidity > 0.5 | roa > 0.85 | size > 0.05
bysort bank (isbad) : drop if isbad[_N]
xtset bank month_num
xtdes
```

\*\*\*\*\*1. Heteroscedasticity and autocorrelation\*\*\*\*\*

\*\*\*\*\*Time autocorrelation test (Wooldrige test)\*\*\*\*\*

```
xtserial credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate
```

\*\*\*\*\*Test for serial correlation in residuals\*\*\*\*\*

```
xtreg credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate, fe
pantest2 t
```

```
*****Time autocorrelation test of Baltagi-Li(1995)*****
qui xtreg credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate, re
xttest1
```

```
*****FE regression with e~AR(1) modelled*****
xtset bank month_num
xtregar credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate, fe
est store regar
```

```
*****Spatial(crossectional) autocorrelation test (Pesaran test)*****
xtreg credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate, fe
set matsize 800
xtcsd, pesaran abs
```

```
*****
*****Groupwise Heteroscedastisity test, Wald modified test*****
xtreg credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate, fe
est store fe
xttest3
```

```
*****heteroskedasticity test via LR*****
set matsize 800
xtgls credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate, igls panels(heteroskedastic)
est store hetero
xtgls credits liquidity roa capita ref_rate inf_rate
est store homo
local df=e(N_g)-1
lrtest hetero homo, df(`df')
*****
```

```
*****2. Endogeneity*****
*****Generating instrumental variables*****
```

```
gen license = .
replace license = 1146 if month_num == 612
replace license = 1145 if month_num == 613
replace license = 1145 if month_num == 614
replace license = 1140 if month_num == 615
replace license = 1139 if month_num == 616
replace license = 1138 if month_num == 617
replace license = 1130 if month_num == 618
replace license = 1129 if month_num == 619
replace license = 1126 if month_num == 620
replace license = 1123 if month_num == 621
replace license = 1123 if month_num == 622
replace license = 1117 if month_num == 623
```

```
gen obr_rate = .
replace obr_rate = 3.4 if month_num == 612
```

```

replace obr_rate = 3.5 if month_num == 613
replace obr_rate = 3.5 if month_num == 614
replace obr_rate = 3.4 if month_num == 615
replace obr_rate = 3.7 if month_num == 616
replace obr_rate = 3.7 if month_num == 617
replace obr_rate = 3.6 if month_num == 618
replace obr_rate = 3.6 if month_num == 619
replace obr_rate = 3.6 if month_num == 620
replace obr_rate = 3.9 if month_num == 621
replace obr_rate = 4.0 if month_num == 622
replace obr_rate = 4.1 if month_num == 623

gen dep_ratio = (depf + depfb)/(assets - depb - depfb - depf - deph - cbcred)

egen mean_cap = mean(capita), by(month_num)
gen reg_press = .
replace reg_press = 1 if capita >= mean_cap
replace reg_press = 0 if capita < mean_cap

xtsum

*****IV Relevace Testing*****
xtreg capita reg_press obr_rate license dep_ratio, fe
test reg_press obr_rate license dep_ratio

xtreg liquidity reg_press obr_rate license dep_ratio, fe
test reg_press obr_rate license dep_ratio

xtreg roa reg_press obr_rate license dep_ratio, fe
test reg_press obr_rate license dep_ratio

*****IV Validity Testing*****
xtivreg credits (capita roa = reg_press obr_rate dep_ratio), fe
xtoverid

xtivreg credits ref_rate inf_rate (capita roa = reg_press obr_rate dep_ratio), re
xtoverid

xtivreg2 credits (capita roa = reg_press obr_rate dep_ratio), fe

*****FE and FE-IV models*****
xtivreg credits ref_rate inf_rate (capita roa = reg_press obr_rate dep_ratio), fe
est store fe_iv
xtreg credits ref_rate inf_rate capita roa, fe
est store fe
hausman fe_iv fe

*****RE and RE-IV models*****
xtivreg credits ref_rate inf_rate (capita roa = reg_press obr_rate dep_ratio), re
est store re_iv
xtreg credits ref_rate inf_rate capita roa, re

```

```

est store re
hausman re_iv re

hausman fe_iv re_iv

est tab fe fe_iv re re_iv, b(%7.4f) star
est tab fe fe_iv re re_iv, b(%7.4f) se

*****3. Hausman-Taylor approach*****
xtreg credits ref_rate liquidity roa capita dep_ratio, fe
predict residfe, ue
est store fe
xtreg residfe ref_rate, be
est store be

xthtaylor credits ref_rate liquidity roa capita dep_ratio, ///
endog(liquidity roa capita)
xtoverid
est store ht1

xthtaylor credits ref_rate liquidity roa capita obr_rate dep_ratio, ///
endog(liquidity roa capita)
xtoverid
est store ht2

xthtaylor credits ref_rate liquidity roa capita dep_ratio obr_rate reg_press license, ///
endog(liquidity roa capita)
est store ht3
xtoverid
est store ht3

xtreg credits ref_rate liquidity roa capita dep_ratio, re
est store re

est tab re ht3 ht2 ht1 be fe, b(%7.4f) star
est tab re ht3 ht2 ht1 be fe, b(%7.4f) se
*****4. Hausman-Taylor approach*****
global XVARS "liquidity roa capita ref_rate inf_rate"
global XIVARS "lag1_liq lag2_liq lag1_roa lag2_roa lag1_capita lag2_capita"
xtset bank month_num
gen lag1_credits = L1.credits
gen lag1_liq = L1.liquidity
gen lag2_liq = L2.liquidity
gen lag1_roa = L1.roa
gen lag2_roa = L2.roa
gen lag1_capita = L1.capita
gen lag2_capita = L2.capita

xtivreg credits lag1_credits ref_rate inf_rate (capita roa liquidity = $XIVARS), fe
est store fe

```

```

predict res_fe, e
xtunitroot ips res_fe, lags(aic 5)

*****Arellano-Bond without optimal matrix*****
xtabond credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2)
est store ab1
estat sargan
xtabond credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2) vce(robust)
estat abond
predict res_ab1, e
xtunitroot ips res_ab1, lags(aic 5)

*****Arellano-Bond with optimal matrix*****
xtabond credits $XVARS, end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2) twostep
estat sargan
xtabond credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2) twostep vce(robust)
est store ab2
estat abond
predict res_ab2, e
xtunitroot ips res_ab2, lags(aic 5)

*****Blandell-Bond without optimal matrix*****

xtdpdysys credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2)
est store bb1
estat sargan
xtdpdysys credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2) vce(robust)
estat abond
predict res_bb1, e
xtunitroot ips res_bb1, lags(aic 5)

*****Blandell-Bond with optimal matrix*****

xtdpdysys credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2) twostep vce(robust)
estat sargan
xtdpdysys credits $XVARS , end(capita roa) pre(liquidity) maxlags(2) twostep vce(robust)
est store bb2
estat abond
predict res_bb2, e
xtunitroot ips res_bb2, lags(aic 5)

est table fe ab1 ab2 bb1 bb2, b(%7.4f) p
est table fe ab1 ab2 bb1 bb2, b(%7.4f) se t

```

\*\*\*\*\*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. J. Hond, D. A. Lesmond, "Liquidity and Credit Risk in Emerging Debt Markets", 2007.
2. V. Minni, "Can greater capital lead to less bank lending? An analysis of the bank-level analysis of the bank-lending evidence from Europe", the University of Warwick, 2015.