

Прикладная эконометрика, 2017, т. 45, с. 93–115.

Applied Econometrics, 2017, v. 45, pp. 93–115.

Е. М. Ожегов¹

Оценивание функции спроса на дифференцированный товар с эндогенными характеристиками и разнородностью предпочтений: случай ипотечных кредитов

В данной работе исследуется процесс кредитования в российском банке, предоставляющем государственные ипотечные кредиты. Предпочтения заемщиков по характеристикам кредитов являются разнородными. В работе анализируется процесс выбора условий кредита по всем ссудам, выданным с 2008 по 2012 год. Набор данных для анализа содержит демографические и финансовые характеристики всех заявителей на получение ипотеки, а также условия ссуды и дисциплину обслуживания по всем получателям ипотеки.

В работе используется трехшаговая полупараметрическая процедура оценивания параметров решения выбора заемщиков, учитывающая потенциальную выборочную селективность заемщиков и эндогенность выбора характеристик кредита. Взаимосвязанный выбор условий кредита моделируется структурной системой одновременных уравнений с гетерогенными предельными эффектами.

Показано, что спрос более бедных домохозяйств, не имеющих возможности улучшить жилищные условия никакими инструментами, кроме государственной ипотеки, является менее эластичным как к изменению процентной ставки, так и к сроку погашения кредита.

Ключевые слова: спрос; разнородность; ипотека.

JEL classification: C14; C30; C51; G21.

1. Введение

Оценка функции спроса является важным с прикладной точки зрения исследованием. Так, с позиции компаний, занимающихся реализацией товаров, более точная оценка спроса позволяет предсказывать поведение потребителей в случае воздействия компании на цену и характеристики производимых товаров. Для регуляторов рынка оценка функции спроса позволяет ответить на вопрос об эффективности его функционирования и выборе оптимального регулирования.

¹ Ожегов Евгений Максимович — Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», Пермь; tos600@gmail.com.

При оценке функции спроса необходимо понимать процесс выбора товара и особенностей его потребления. Спрос обычно зависит как от предпочтений и дохода потребителя, так и от характеристик самого товара. При этом выбор объема потребления также может оказывать влияние на выбор характеристик товара, например, если имеются скидки в зависимости от объема, или ведутся переговоры потребителя и продавца относительно дизайна и цены товара. Эмпирическая оценка функции спроса обычно осуществляется с использованием данных о фактических покупках, при этом природа появления таких данных может быть не случайной. Например, в выборку результатов наблюдаемого выбора могут не попадать те потребители, кто решил не потреблять товар. Идентификация функции спроса на товар без учета таких индивидов будет являться некорректной. В таком случае продавец не сможет правильно ответить на вопрос, что будет с объемом потребляемого товара после воздействия на его цену и характеристики, поскольку свое потребление изменят не только те, кто уже потребляет товар, но также потенциально и те, кто до этого его не выбирал. Данная работа направлена на разработку модели спроса и процедуры ее корректного оценивания при минимальных предположениях о структуре спроса.

В известных работах об оценке спроса на кредитные продукты, в частности, ипотечные кредиты, а также на отдельные характеристики кредитных контрактов (наличие страховки, выбор между плавающей и фиксированной ставкой, выбор конкретной ипотечной программы), обычно используются стандартные параметрические модели. Так, в работах (Phillips, Yezer, 1996) и (Ross, 2000) было показано, что при моделировании решений заемщика необходимо учитывать смещение выборки по выданным кредитам, связанное с одобрением продавцом только кредитоспособных заемщиков. В работах (Follain, 1990) и (Rachlis, Yezer, 1993) показано, что при моделировании спроса на ипотеку параметры кредитного контракта, а также некоторые характеристики заемщика (личный доход, доход поручителей) являются эндогенными переменными, предметом выбора заемщика. В статье (Attanasio et al., 2008) авторы показали, что при моделировании спроса на автокредиты характеристики кредита (ставка и срок погашения) также являются эндогенными и должны входить в уравнение спроса нелинейно, а также доказали, что МНК-оценки параметров перед этими переменными смещены выборочной селективностью. Статья (Attanasio et al., 2008) содержит достаточно общие предположения о распределении ошибки и функциональной форме уравнения спроса. Однако данный подход не лишен того недостатка, что при моделировании параметров контракта не учитывается потенциальная взаимозависимость выбора характеристик продаваемого продукта от спроса на него. Например, такая характеристика кредитного контракта, как процентная ставка, является зависимой от количества потребляемого товара, т. е. размера ссуды. Выбор остальных параметров контракта, например, срока погашения и соотношения суммы кредита к стоимости залога (loan-to-value ratio, LTV), также предопределен желаемым размером ссуды. Таким образом, существует необходимость моделирования взаимозависимого выбора всех условий кредита заемщиком.

В данной работе представлена модель функции спроса на ипотечный кредит как дифференцированный товар, учитывающая структурную взаимозависимость спроса и характеристик товара, а также наличие угловых решений (нулевое потребление) в задаче потребительского выбора. В работе приведена процедура идентификации и оценивания функции спроса как системы одновременных уравнений с выборочной селективностью, а также получены эмпирические оценки функции спроса. Применена полупараметрическая процедура, позволяющая оценивать индивидуальные предельные эффекты для уравнения спроса,

что позволяет также тестировать гипотезы о разнородности предпочтений ипотечных заемщиков. Показано, что выборка является неоднородной по предпочтениям, при этом заемщиков можно условно разделить на более чувствительных (ко всем условиям получения кредита) и менее чувствительных.

Оставшаяся часть статьи организована следующим образом. Во втором разделе обсуждаются предпосылки моделирования спроса на ипотечный кредит как дифференцированный товар с эндогенными характеристиками. В третьем разделе представлена эконометрическая модель функции спроса, а также процедура ее идентификации. Четвертый раздел содержит описание данных, используемых для оценивания. Пятый раздел содержит полученные эмпирические результаты. В последнем разделе подводятся итоги работы, а также приводятся основные выводы.

2. Теоретические предпосылки моделирования спроса на ипотечные кредиты

Дифференцированность товара предполагает, что потребитель различает (с точки зрения предпочтений) два товара, которые отличаются не объемом потребления, а набором характеристик. При этом характеристики товара являются эндогенными, если потребитель выбирает как объем потребления товара, так и выраженность его характеристик. Одним из примеров такого товара является кредит, в частности, ипотечный кредит, спрос на который изучается в данном исследовании.

Процесс ипотечного кредитования для заемщика представляется следующей процедурой.

1. Подача заявки заемщиком в кредитную организацию. Заемщик осознает потребность в ипотеке, выбирает предлагаемую ипотечную программу и кредитную организацию, которая соответствует его предпочтениям. Потенциальный заемщик заполняет анкету в выбранной кредитной организации.

2. Анализируя анкету заемщика, кредитная организация уточняет поданные сведения, принимает решение о его кредитоспособности, выносит решение об одобрении/неодобрении заемщика.

3. Одобренный заемщик принимает решение о заключении кредитного контракта или не заключении такового. В случае заключения контракта он выбирает объект недвижимости для приобретения и условия кредита: величину ссуды, срок погашения, первоначальный взнос и размер ежемесячного платежа из множества условий, определенных кредитной программой. Ставка по кредиту определяется в соответствии с выбранной ипотечной программой на основании остальных выбранных заемщиком параметров. Размер общего ежемесячного платежа, как и размер ежемесячного платежа за пользование каждым рублем, взятым в долг, определяется исходя из процентной ставки, а также срока погашения и других характеристик кредита.

Под индивидуальным спросом на ипотечный займ конкретного банка обычно понимается зависимость вероятности взятия кредита, размера ссуды и характеристик ипотечного займа от характеристик потенциального заемщика (Ozhegov, 2015).

Традиционные модели оценки спроса на рынке ипотечного кредитования используют параметрический подход к построению уравнения спроса (величины ссуды или LTV). В качестве таких моделей используются классические модели линейной регрессии. Основные

проблемы, возникающие в таких моделях, это проблема смещения ввиду выборочной селективности и проблема эндогенности других параметров кредитного договора.

Первая проблема связана со смещением вследствие одновременности (simultaneity bias) определения величины ссуды и процесса кредитного андеррайтинга, т. е. вероятности одобрения/отклонения кредитной заявки. Также смещение может возникнуть в связи с усечением или цензурированностью выборки в случае неполноты или отсутствия информации по отклоненным заявкам. Величина смещения зависит от того, насколько сильно скоррелированы ненаблюдаемые компоненты процессов выбора величины ссуды (или LTV) и кредитного андеррайтинга, а также насколько полная информация по характеристикам ипотечного займа и заемщика, в том числе по кредитной истории, содержится в выборке аппликантов (Ross, 2000).

Идея рассмотрения ипотечного займа как последовательности решений заемщика и кредитной организации впервые была предложена в статье (Follain, 1990). Автор определяет процесс получения ипотечного кредита не только как выбор отношения суммы займа к стоимости приобретаемого жилья (LTV), но и как процесс дальнейшего обслуживания ипотечных обязательств, в частности, обслуживание согласно условиям кредитного договора, рефинансирование ссуды или объявление дефолта, включая выбор времени, а также выбор условий контракта. Позднее в (Rachlis, Yezer, 1993) была представлена теоретическая модель процесса ипотечного кредитования, включающая систему одновременных уравнений, описывающих вероятность подачи кредитной заявки, вероятность выбора конкретных параметров ипотечного займа, вероятность одобрения/отклонения кредитной заявки и вероятность дефолта.

С середины девяностых годов двадцатого века стали появляться публично доступные данные по американскому рынку ипотеки — Federal Housing Authority (FHA) foreclosure data, The Boston Fed Study data, The Home Mortgage Disclosure Act data (HMDA), а также эмпирические работы, посвященные изучению процессов принятия решений на рынке ипотечного кредитования. Yezer et al. (1994) представляют эмпирические результаты оценивания системы одновременных уравнений, включающей вероятность одобрения/отклонения кредитной заявки, сумму ипотечного займа и вероятность дефолта заемщика. Авторы, используя метод Монте-Карло, показывают, что изолированное моделирование процесса одобрения/отклонения кредитной заявки или дефолта приводит к смещенным оценкам. Позднее аналогичные результаты получены в эмпирических работах (Munnell et al., 1996; Phillips, Yezer, 1996).

Более поздние работы исследуют зависимость решения о выборе величины ссуды, а также других эндогенных переменных, от экзогенных переменных. Так, в (LaCour-Little, 2007) подчеркивается эндогенность таких факторов, как сумма ипотечного займа и коэффициент LTV при моделировании выбора ипотечной программы.

Среди ключевых детерминант спроса на рынке ипотечного кредитования обычно выделяют социально-демографические характеристики заемщика и параметры ипотечного займа. При отсутствии данных по социально-демографическим характеристикам на индивидуальном уровне, в работе (Bajari et al., 2008) в качестве прокси-показателей используются данные по демографическим характеристикам и уровню безработицы на уровне округа.

Проблемы оценки спроса и рисков просрочки выплат по кредитам физических лиц в России на основе опросных данных о кредитном поведении за 2011 г. в рамках проекта «Родители и дети, мужчины и женщины в семье и обществе» рассматриваются в (Ниворожкина и др., 2013). Авторы отмечают статистически значимое влияние социально-демографических характеристик и типа региона на кредитное поведение домохозяйств в России.

В исследовании (Attanasio et al., 2008) авторы используют подход, предложенный в (Das et al., 2003) для оценки параметров спроса на автокредиты при наличии выборочной селективности, содержащий три последовательных шага. На первом шаге оценивается вероятность наличия кредита для конкретного домохозяйства. Второй шаг заключается в оценке уравнений для эндогенных переменных (ставки и срока погашения) в приведенной форме с учетом выборочной селективности. На третьем шаге оценивается уравнение спроса (LTV), где эндогенные переменные заменяются на их оцененные значения, а также присутствует компонента, отвечающая за смещение при выборочной селективности.

Однако очевидно, что не только показатель LTV может зависеть от всех параметров кредитного договора, но и сам выбор LTV будет оказывать влияние на все остальные параметры контракта. Так, более рискованные займы (с высоким LTV) определяются в кредитные программы с более высокой ставкой. Большая величина ссуды при той же ставке ведет к необходимости увеличения ежемесячных платежей либо к увеличению срока кредитного договора для заемщиков с невысоким доходом (Attanasio et al., 2008). Таким образом, процесс выбора параметров договора следует моделировать системой одновременных уравнений, учитывая, что между всеми параметрами договора существует структурная взаимосвязь.

3. Оценивание функции спроса на товар с эндогенными характеристиками

Эконометрическая модель индивидуального спроса на дифференцированный товар с эндогенными характеристиками (ипотечного кредита) может быть представлена следующим набором уравнений:

$$\begin{aligned}
 d_i &= \begin{cases} 0, & \text{если } g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i} \leq 0, \\ 1, & \text{если } g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i} > 0, \end{cases} \\
 &\begin{cases} y_{1i}^* = g_1(y_{-1i}^*, x_i, z_{1i}) + e_{1i} \\ \dots \\ y_{ki}^* = g_k(y_{-ki}^*, x_i, z_{ki}) + e_{ki} \end{cases} \\
 y_i &= \begin{cases} \text{ненаблюдаемо,} & \text{если } d_i = 0, \\ y_i^*, & \text{если } d_i = 1, \end{cases}
 \end{aligned} \tag{1}$$

где d_i — индикатор наблюдения ненулевого потребления (подписания контракта), x_i — набор демографических характеристик потребителей (заемщиков), $y_i = (y_{1i}, \dots, y_{ki}) = (y_{ji}, y_{-ji})$ — набор характеристик товара (параметров контракта, например, включающий логарифм суммы займа, LTV, процентную ставку и логарифм срока погашения кредита), $y_i^* = (y_{1i}^*, \dots, y_{ki}^*) = (y_{ji}^*, y_{-ji}^*)$ — набор латентных характеристик товара, z_{0i} — набор исключенных переменных для уравнения участия (подписания контракта), $z_i = (z_{1i}, \dots, z_{ki}) = (z_{ji}, z_{-ji})$ — набор исключенных инструментов для характеристик товара (условий кредитного контракта).

Модель (1) содержит систему одновременных уравнений выбора характеристик товара (условий займа). Выборка индивидуальных данных для оценки спроса содержит все домохозяйства, обратившиеся в банк за кредитом, в этом случае демографические переменные наблюдаются полностью, а характеристики товара (параметры кредитного договора) — только для части домохозяйств, купивших товар (взявших кредит).

Для каждого потребителя i эконометрист наблюдает переменные $(x_i, z_{0i}, z_{1i}, \dots, z_{ki})$, а переменные $(y_{1i}, \dots, y_{ki})$ только в случае $d_i = 1$. Случайные переменные $(e_{0i}, e_{1i}, \dots, e_{ki}) = (e_{0i}, e_{ji}, e_{-ji})$ ненаблюдаемы, а условия, накладываемые на них, описаны далее.

Первое уравнение в (1) является уравнением участия, определяющим наблюдение углового решения. Регрессионную функцию $g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i}$ здесь следует интерпретировать как полезность индивида от участия в потреблении товара. Вторая часть модели (1) описывает систему одновременного выбора характеристик товара в случае ненулевого потребления. Уравнение выбора каждой характеристики показывает оптимальный выбор характеристики j индивидом i при условии оптимального выбора всех остальных характеристик товара.

Важным является то, что каждое структурное уравнение системы (1) имеет переменную z_{ji} , исключенную из всех остальных уравнений. На этом факте будет базироваться идентификация уравнений системы (1). Введем некоторые предположения, необходимые для идентификации.

Предположение 1. Набор переменных $W_i = (x_i, z_i, z_{0i})$ независим от случайных переменных $(e_{0i}, e_{1i}, \dots, e_{ki})$.

Предположение 2. Функция плотности $f_{e_0, e}(s_0, s_1, \dots, s_k)$ непрерывна на R^{k+1} , (e_{0i}, e_i) являются независимыми и одинаково распределенными случайными величинами с плотностью $f_{e_0, e}(s_0, s_1, \dots, s_k)$.

Предположение 3. Для всех x функция $g_0(x, z_0)$ непрерывно дифференцируема по z_0 (почти всюду), а функция распределения величин $g_0(x, z_{0i})$ непрерывна.

Предположение 4. Для всех x $\frac{\partial g_0(x, z_0)}{\partial z_0} \neq 0$ (почти всюду).

Пусть $p(x, z_0) = E[d_i | x_i = x, z_{0i} = z_0]$.

Предположение 5. Существует непрерывно дифференцируемая (почти всюду) функция $\lambda_j(p)$, такая что $\lambda_j(p(x, z_0)) = E[e_j | x_i = x, z_i = z, d_i = 1]$, функция $\gamma_j(x, z) = E[y_{ji} | x_i = x, z_i = z, d_i = 1]$ непрерывно дифференцируема (почти всюду), а функции распределения величин $\gamma_j(x_i, z_i)$ и $\lambda_j(p(x_i, z_{0i}))$ непрерывны.

Предположение 6. Для любого x и $j = 1, \dots, k$ $\text{rank} \left[\frac{\partial \gamma_j(x, z)}{\partial z} \right] = \dim(y)$ (почти всюду).

Предположение 7. Существует непрерывно дифференцируемая (почти всюду) функция $\mu_j(p, e_{-j})$, такая что $\mu_j(p(x, z_0), e_{-j}(y_{-j}, x, z)) = E[e_j | y_{-ji} = y_{-j}, x_i = x, z_{ji} = z_j, d_i = 1]$, $g_j(y_{-j}, x, z_j) = E[y_{ji} | y_{-ji} = y_{-j}, x_i = x, z_{ji} = z_j, d_i = 1]$ непрерывно дифференцируема (почти всюду), а функции распределения величин $g_j(y_{-ji}, x_i, z_{ji})$ и $\mu_j(p(x_i, z_{0i}), e_{-j}(y_{-ji}, x_i, z_i))$ непрерывны.

В работе (Ожегов, 2015) было доказано, что при выполнении аналогичных предположений 1–7 для регрессионных функций с только непрерывными аргументами регрессионные функции g_j являются идентифицируемыми.

Первая группа условий (предположения 3, 5 и 7) требует от регрессионных функций и функций коррекции ошибок быть непрерывно дифференцируемыми по непрерывным исключенным инструментам.

Вторая группа условий (предположения 4 и 6) $\frac{\partial g_0(x, z_0)}{\partial z_0} \neq 0$ и $\text{rank} \left[\frac{\partial \gamma_j(x, z)}{\partial z} \right] = \dim(y)$

накладывает требования на наличие и релевантность исключенных переменных. Так, требуется хотя бы одна значимая исключенная переменная z_0 в уравнении участия, а также хотя бы один значимый исключенный инструмент z_j для каждой эндогенной переменной y_j , при этом эффекты исключенных инструментов на эндогенные переменные в уравнениях приведенной формы не должны быть коллинеарны. Далее предложим подход к оцениванию эконометрической модели функции спроса (1), удовлетворяющей условиям идентификации.

Процедура оценивания модели (1) основана на аппроксимации неизвестных непараметрических функций серией степенных функций, зависящих от исходного набора регрессоров. Так, пусть $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_\chi)$ — некоторый вектор переменных размерности χ ,

а $\kappa(\rho, \chi) = \frac{(\rho + \chi)!}{\rho! \chi!}$ — максимальное число членов полинома степени ρ , который можно

получить из χ переменных. Пусть $Q^\rho(\omega) = (q_1(\omega), \dots, q_k(\omega))$ — вектор из степенных функций, представляющих собой полный набор членов полинома степени ρ , полученных из ω ,

т.е. $q_j(\omega) = \prod_{\tau=1}^{\chi} \omega_{\tau}^{s_{\tau}}, \sum_{\tau=1}^{\chi} s_{\tau} \leq \rho, s_{\tau} \in \{0, 1, \dots, \rho\}, \forall \tau = 1, \dots, \chi$. Будем называть $Q^\rho(\omega)$ полино-

миальной аппроксимирующей серией функций степени ρ .

Для учета выборочной селективности и одновременности структурных уравнений выбора характеристик товара необходимо на предварительных шагах оценить предрасположенность участия и ошибки в уравнениях приведенной формы. На первом шаге оценим значение предрасположенности $p_i = E[d_i | x_i, z_{0i}]$ участия (вероятности заключения контракта):

$$d_i = \begin{cases} 0, & \text{если } g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i} \leq 0, \\ 1, & \text{если } g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i} > 0. \end{cases} \quad (2)$$

Величина

$$p(x, z_0) = E[d_i | x_i = x, z_{0i} = z] = P[d = 1 | x_i = x, z_{0i} = z] = \int_{-g_0(x, z_0)}^{\infty} f_{e_0}(s) ds$$

будет функцией от известного набора переменных (x, z_0) . Используя разложение в ряд Тейлора в окрестности каждой точки (x_i, z_{0i}) , $p_i = E[d_i | x_i, z_{0i}]$ может быть приближена полиномом $Q_0 = Q^{\rho_0}(x, z_0)\alpha_0$, где $Q^{\rho_0}(x, z_0)$ — полиномиальная аппроксимирующая серия некоторой степени ρ_0 для неизвестной функции $p(x, z_0)$, а α_0 — вектор параметров размерности

$\frac{(\rho_0 + \chi_0)!}{\rho_0! \chi_0!}$, χ_0 — размерность вектора (x, z_0) . Оценка α_0 параметров аппроксимирующего

полинома может быть получена обычным методом наименьших квадратов как

$$\hat{\alpha}_0 = [Q_0' Q_0]^{-1} Q_0' d. \quad (3)$$

Далее в качестве оценки predisposedness для уравнения выбора будем использовать

$$\hat{p}_i = E[d_i | x_i, z_{0i}] = Q_0[Q_0' Q_0]^{-1} Q_0 d. \quad (4)$$

На втором шаге получим остатки эндогенных переменных в приведенной форме, скорректированных на выборочную селективность:

$$\hat{e}_j = y_j - E[y_j | d_i = 1, x_i, z_i, z_{0i}]. \quad (5)$$

Для этого требуется состоятельно оценить $E[y_j | d_i = 1, x_i, z_i, z_{0i}]$.

Для совместного распределения e_0 и e_j с маржинальной плотностью f_{e_0, e_j} :

$$\begin{aligned} E[y_j | d = 1, x, z, z_0] &= E[\gamma_j(x, z) + e_j | d = 1, x, z, z_0] = \gamma_j(x, z) + E[e_j | d = 1, x, z, z_0] = \\ &= \gamma_j(x, z) + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-g_0(x, z_0)}^{\infty} r f_{e_0, e_j}(s, r) ds dr / p(x, z_0) = \gamma_j(x, z) + \lambda_j(p). \end{aligned} \quad (6)$$

Если $\hat{p}$ является оценкой значения predisposedness уравнения участия, полученной на первом шаге, то значения $\hat{p}$ на этом шаге будут фиксированными, это означает, что (x, z) и $\hat{p}$ являются наборами разных переменных. В таком случае, если для функций $\gamma_j(x, z)$ и $\lambda_j(\hat{p})$ в качестве аппроксимирующих полиномов взять соответственно $Q^{\rho_1}(x, z)\alpha_{1j}$ и $Q^{\rho_1}(\hat{p})\alpha_{2j}$, где $Q^{\rho_1}(x, z)$ и $Q^{\rho_1}(\hat{p})$ — полиномиальные аппроксимирующие серии степени ρ_1 , то искомую функцию можно оценить как

$$y_j = Q^{\rho_1}(x, z)\alpha_{1j} + Q^{\rho_1}(\hat{p})\alpha_{2j} + \varepsilon_j. \quad (7)$$

Так, уравнение будет идентифицируемо вплоть до аддитивной константы, поскольку полиномиальные аппроксимации подходят под условие непрерывной дифференцируемости регрессионной и корректирующей ошибки функций γ_j и λ_j соответственно. Для выполнения условий идентификации необходимо также наличие хотя бы одной z_0 , такой что $\frac{\partial Q^{\rho_1}(x, z_0)\hat{\alpha}_0}{\partial z_0} \neq 0$. Пусть $Q_1 = (Q^{\rho_1}(x, z), Q^{\rho_1}(\hat{p}))$, $\alpha_j = (\alpha_{1j}, \alpha_{2j})$, тогда оценка α_j может быть найдена обычным методом наименьших квадратов как

$$\hat{\alpha}_1 = [Q_1' Q_1]^{-1} Q_1 y_j. \quad (8)$$

Теперь в качестве оценки остатков эндогенных переменных в приведенной форме будем использовать

$$\hat{e}_j = y_j - Q_1 \hat{\alpha}_j. \quad (9)$$

На заключительном шаге оценим каждое уравнение системы в структурной форме, скорректированное на выборочную селективность и одновременность выбора других эндогенных переменных y . Так, e_j распределена (совместно с e_0 и e_{-j}) с некоторой плотностью $f_{e_0, e}$, тогда

$$\begin{aligned} E[e_j | d = 1, y_{-j}, x, z_j, z_0] &= E[e_j | x, z_j, z_0, e_{-j}, g_0(x, z_0) + e_0 > 0] = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-g_0(x, z_0)}^{\infty} r f_{e_0, e}(s, r | e_{-j}) ds dr / p(x, z_0) = \mu_j(p, e_{-j}). \end{aligned} \quad (10)$$

Оценим уравнение для y_j как

$$y_j = g_j(y_{-j}, x, z_j) + \mu_j(p, e_{-j}) + \zeta_j. \quad (11)$$

При этом ошибка в такой модели ζ_j будет независима от (y_{-j}, x, z_j) , если выполнено предположение 1. Если $\hat{p}$ является оценкой значения предрасположенности уравнения выбора, полученной на первом шаге, а $\hat{e}_{-j}$ — оценка остатков уравнений в приведенной форме, то значения $\hat{p}$ и $\hat{e}_{-j}$ на этом шаге оценивания будут фиксированными, а значит (y_{-j}, x, z_j) и $(\hat{p}, \hat{e}_{-j})$ являются наборами разных переменных. В таком случае, если для функций $g_j(y_{-j}, x, z_j)$ и $\mu_j(\hat{p}, \hat{e}_{-j})$ в качестве аппроксимирующих полиномов взять соответственно $Q^{\rho_1}(y_{-j}, x, z_j)\beta_{1j}$ и $Q^{\rho_1}(\hat{p}, \hat{e}_{-j})\beta_{2j}$, где $Q^{\rho_1}(y_{-j}, x, z_j)$ и $Q^{\rho_1}(\hat{p}, \hat{e}_{-j})$ — полиномиальные аппроксимирующие серии степени ρ_1 , то искомую функцию можно оценить как

$$y_j = Q^{\rho_1}(y_{-j}, x, z_j)\beta_{1j} + Q^{\rho_1}(\hat{p}, \hat{e}_{-j})\beta_{2j} + \zeta_j. \quad (12)$$

Так, уравнение (12) будет идентифицируемо вплоть до аддитивной константы, т. к. использование полиномиальных аппроксимаций подходит под условие непрерывной дифференцируемости регрессионной и корректирующей ошибки функций g_j и μ_j соответственно. Для выполнения условий идентификации необходимо также выполнение рангового условия для матрицы предельных эффектов инструментов (релевантности набора ис-

ключенных инструментов), $\text{rank} \left[\frac{\partial Q^{\rho_1}(x, z)\hat{\alpha}_1}{\partial z} \right] = k$. Пусть $Q_2 = (Q^{\rho_1}(y_{-j}, x, z_j), Q^{\rho_1}(\hat{p}, \hat{e}_{-j}))$,

$\beta_j = (\beta_{1j}, \beta_{2j})$, тогда оценка β_j может быть найдена обычным методом наименьших квадратов как

$$\hat{\beta}_1 = [Q_2' Q_2]^{-1} Q_2 y_j. \quad (13)$$

4. Описание данных

Данные для изучения индивидуального спроса на ипотечные займы предоставило Агентство по ипотечному жилищному кредитованию (АИЖК). АИЖК является организацией со 100%-ным государственным участием, через которую государство реализует политику по предоставлению доступного жилья населению с помощью инструментов ипотечного кредитования. Она использует двухступенчатую систему кредитования и рефинансирования ипотечных займов. На первом уровне коммерческие банки и региональные представительства АИЖК выдают ипотечные кредиты населению по установленным «стандартам АИЖК». Если коммерческий банк выдает ипотечный заем по программе АИЖК, то в случае предоставления в АИЖК пакета документов, соответствующего «стандартам АИЖК», данный кредит будет рефинансирован АИЖК, а выдавший его коммерческий банк получит фиксированное вознаграждение. Физически такая ссуда и весь кредитный риск будет принадлежать АИЖК. Заемщик же будет взаимодействовать только с банком, выдавшим ипотеку (вносить платежи и т. п.), за что банк получает ежемесячное комиссионное вознаграждение от АИЖК. Затем АИЖК эмитирует ценные бумаги на основании рефинансированных

ипотечных ссуд. Функции АИЖК также распространяются на разработку как стандартизированных программ для коммерческих банков, условия которых соответствуют рыночным, так и специальных ипотечных программ для социальных групп заемщиков. Такими программами являются «Молодые ученые», «Молодые учителя», «Военная ипотека», «Материнский капитал» и другие социальные программы. Все они характеризуются сравнительно высоким уровнем риска для соответствующей целевой группы потенциальных заемщиков, а также предполагают льготные условия кредитования (сниженный первоначальный взнос, пониженная ставка, отсутствие документов, подтверждающих доход) для отдельных категорий граждан, которые не смогли бы получить кредит на схожих условиях в коммерческих банках. Поэтому выборка заемщиков является неоднородной по уровню кредитного риска и по предпочтениям относительно условий ссуды.

Имеющийся набор данных, предоставленный одним из региональных представительств Агентства по ипотечному жилищному кредитованию, содержит информацию по 3870 российским заемщикам, подававшим заявки на получение ипотечного займа за весь период работы кредитной организации (с 2008 по 2012 г.). Среди доступных показателей следует отметить социально-демографические характеристики заемщика и созаемщиков на дату подачи ипотечной заявки, параметры ипотечного договора, стоимость и характеристики объекта ипотеки. При этом характеристики заемщиков известны для всех наблюдений, т. е. для всех людей, подававших заявки, а характеристики кредита только для тех, кто заключил контракт, что обуславливает наличие проблемы выборочной селективности на этапе моделирования выбора условий займа.

Из наблюдений были исключены выбросы, например, заемщики с отсутствием данных о возрасте, образовании, семейном статусе и т. д., моложе 21 года, кредитные договоры с соотношением кредита к залому или ежемесячного платежа к доходу меньше 0 или больше 1. Исключенные наблюдения можно считать случайными, связанными с ошибками при заполнении базы данных. После исключения выбросов выборка составила 3366 наблюдений (по числу поданных заявок), из которых 2041 привели к заключению кредитного договора, а 1325 — нет. Набор доступных переменных и их описательные статистики представлены в табл. 1 и 2.

Для оценивания модели следует подобрать набор релевантных исключенных инструментов для уравнивания вероятности заключения контракта и каждого уравнивания выбора параметров кредитного договора. В работе (Bajari et al., 2008) обсуждается возможность выбора макропеременных на уровне округа, в котором проживает человек, в качестве прокси-переменных, т. е. считается, что агрегированные переменные коррелированы (возможно, слабо) с индивидуальными. В данном исследовании заемщики представляют один регион, однако заявки имеют временной разброс с июля 2008 г. по август 2012 г. Более того, по каждому аппликанту известна точная дата подачи заявки на получение кредита. Каждой заявке можно сопоставить некоторые агрегированные характеристики рынка ипотечного кредитования и рынка недвижимости в тот месяц, в который была подана заявка на получение кредита. Стоит отметить, что от момента подачи заявки до момента заключения кредитного договора в среднем проходит 2 месяца. Также известно, что спрос на ипотечные кредиты с запаздыванием реагирует на изменение предложения со стороны банков, что было показано в работе (Ozhegov, Poroshina, 2013). Поэтому имеет смысл фиксировать агрегированные характеристики ипотечного рынка не только на момент подачи заявки, но и за 1–2 месяца до этого события. В таблице 3 приведены описательные характеристики рынка ипотечного

Таблица 1. Описательные статистики по характеристикам заявителей

Переменная	Полная выборка (3366 наблюдений)	Заклучившие контракт (2041 наблюдение)	Не заключившие контракт (1325 наблюдений)
<i>Возраст, лет*</i>	33.8 (7.57)	34.0 (7.67)	33.5 (7.41)
<i>Пол</i>			
Мужчины	1858 (55.2%)	1161 (56.9%)	697 (52.6%)
Женщины	1508 (44.8%)	880 (43.1%)	628 (47.4%)
<i>Семейное положение</i>			
Холост	1017 (30.2%)	590 (29.0%)	426 (32.2%)
Женат/замужем	1807 (53.7%)	1146 (56.1%)	661 (49.9%)
Вдовец/вдова	42 (1.2%)	20 (1.0%)	22 (1.7%)
В разводе	500 (14.8%)	284 (13.9%)	216 (16.3%)
<i>Категория занятости</i>			
Наемный работник	3229 (95.9%)	1942 (95.1%)	1287 (97.1%)
Инд. предприниматель	25 (0.7%)	19 (0.9%)	6 (0.5%)
Госслужащий	112 (3.3%)	80 (3.9%)	32 (2.4%)
<i>Уровень образования</i>			
Начальное	53 (1.6%)	33 (1.6%)	20 (1.5%)
Среднее/среднее специальное	1425 (42.3%)	816 (40.0%)	609 (50.0%)
Неоконченное высшее	120 (3.6%)	64 (3.1%)	56 (4.2%)
Высшее	1768 (52.5%)	1128 (55.3%)	640 (48.3%)
<i>Число созаемщиков</i>			
0	1423 (42.3%)	1012 (49.6%)	593 (44.8%)
1	1809 (53.7%)	1120 (54.9%)	689 (52.0%)
2	134 (4.0%)	91 (4.5%)	43 (3.2%)
<i>Суммарный указанный доход созаемщиков</i>			
Не указан	2949 (87.6%)	1687 (82.7%)	1262 (95.2%)
От 0 до 9999 руб.	111 (3.3%)	103 (5.0%)	8 (0.6%)
От 10 000 до 20 000 руб.	161 (4.8%)	133 (6.5%)	28 (2.1%)
Больше 20 000 руб.	145 (4.3%)	118 (5.8%)	27 (2.0%)
<i>Указанный доход основного заемщика</i>			
Не указан	2337 (69.4%)	1227 (60.1%)	1110 (83.8%)
От 0 до 9999 руб.	91 (2.7%)	53 (2.6%)	38 (2.9%)
От 10 000 до 19 999 руб.	283 (8.4%)	241 (11.8%)	42 (3.2%)
От 20 000 до 39 999 руб.	445 (13.2%)	361 (17.7%)	84 (6.3%)
Больше 40 000 руб.	210 (6.2%)	159 (7.8%)	51 (3.8%)

Примечание. * — указано среднее значение по выборке, в скобках — стандартное отклонение.

Таблица 2. Описательные характеристики по параметрам договора (2041 контракт)

Переменная	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Размер ссуды, руб.	1040037	573665	120000	10000000
Первоначальный взнос, руб.	854962	706635	40000	13820000
Стоимость жилья, руб.	1894999	1049502	330000	15290000
Ежемесячный платеж, руб.	12610	7324	1872	140381
Соотношение кредита к залогу (LTV)	0.56	0.17	0.11	0.94
Срок кредита, мес.	189.05	62.17	26	360
Ставка, %	11.59	1.64	9.55	19

кредитования и недвижимости в регионе за рассматриваемый период с июля 2008 г. по август 2012 г. (50 месяцев), которые используются в качестве исключенных инструментов.

Стоит отметить, что около 15% от всех ипотечных контрактов в регионе рефинансируются в АИЖК, при этом не все из них проходят через исследуемый банк. Среднее число заявок в банк меньше числа кредитов, которые были рефинансированы.

При этом такой показатель, как разность между числом рефинансированных ссуд в АИЖК из региона и числом заявок в банк, может объяснять решение о заключении контракта, не являясь причиной выбора параметров кредитного контракта. Так, на большое число рефинансированных кредитов в конкретный месяц показывает легкость получения аналогичного кредита в других организациях, т.е. уменьшает вероятность заключения контракта в случае одобрения заемщика. При этом индивидуальное решение заемщика о заключении контракта не должно оказывать влияние на агрегированные характеристики рынка. В качестве инструментов для параметров кредитного контракта, суммы займа, LTV, ставки и срока кредитования возьмем средний LTV, средний DTI (соотношение ежемесячного платежа

Таблица 3. Описательные статистики по агрегированным показателям ипотечного рынка. Число наблюдений равно 50

Переменная	Среднее	Стандартное отклонение	Минимум	Максимум
Число заявок в АИЖК в месяц, шт.	123.38	83.18	30	324
Число рефинансированных заявок в АИЖК всеми банками региона в месяц, шт.	101.56	43.94	43	222
Число выданных ипотек в регионе в месяц, шт.	894.40	529.27	134	2112
Медианный срок погашения по всем выданным кредитам в месяц, месяцев	200.79	12.81	173.0	222.2
Медианная ставка по всем выданным кредитам в месяц, %	12.97	0.80	12.00	14.30
Среднее соотношение займа к стоимости квартиры (LTV) по всем выданным кредитам в месяц, %	58.24	3.40	47.90	64.90
Среднее соотношение платежа к доходу (DTI) заемщика по всем выданным кредитам в месяц, %	34.92	0.71	33.44	36.68
Коэффициент доступности жилья, лет	3.39	0.71	2.57	4.65
Стоимость m^2 , руб.	38623	6166	28782	51304

к доходу заемщика), медианную ставку, медианный срок кредита и показатель доступности² жилья соответственно. Релевантность инструментов следует из того, что рыночные условия кредитования оказывают влияние на ипотечные программы, предлагаемые АИЖК. В то же время, условия ипотечной программы являются экзогенными в процессе выбора конкретного заемщика. Можно считать, что предложенные переменные удовлетворяют свойствам релевантности и валидности и могут быть использованы в качестве инструментальных. Релевантность также была проверена для каждой соответствующей модели с помощью условного F -теста исключенных инструментов (Sanderson, Windmeijer, 2013).

В ранних работах (Ross, 2000) было доказано, что процесс одобрения заемщика также влияет на его последующие решения. Таблица 1 также свидетельствует о том, что выборка аппликантов, взявших кредит, по характеристикам отличается от тех, кто подал заявку, но не взял кредит. В общем случае будем предполагать, что на этапе моделирования выбора контракта выборка будет смещена в силу двух причин: 1) часть заемщиков, признанных банком неблагонадежными, была отклонена; 2) часть одобренных заемщиков не заключила контракт ввиду наличия альтернативных предложений либо низкого кредитного лимита, выставленного банком. Отметим, что исходя из имеющихся данных эти две причины неразделимы.

5. Эмпирические результаты

Как было отмечено ранее, функция индивидуального спроса на ипотечный кредит представима следующей эконометрической моделью:

$$d_i = \begin{cases} 0, & \text{если } g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i} \leq 0, \\ 1, & \text{если } g_0(x_i, z_{0i}) + e_{0i} > 0, \end{cases}$$

$$\begin{cases} y_{1i}^* = g_1(y_{-1i}^*, x_i, z_{1i}) + e_{1i} \\ \dots \\ y_{ki}^* = g_k(y_{-ki}^*, x_i, z_{ki}) + e_{ki} \end{cases} \quad (14)$$

$$y_i = \begin{cases} \text{ненаблюдаемо,} & \text{если } d_i = 0, \\ y_i^*, & \text{если } d_i = 1, \end{cases}$$

где d_i — бинарная переменная, отвечающая за заключение кредитного контракта, x_i — демографические характеристики заемщика и созаемщиков на дату подачи заявки, y_i — параметры кредитного контракта, в том числе величина кредитного лимита, $(z_{0i}, z_{1i}, \dots, z_{ki})$ — исключенные инструменты для заключения контракта, параметров кредитного договора и кредитного лимита. Обсуждение конкретного набора инструментальных переменных будет приведено далее. В качестве параметров контракта, выбранных в качестве y_i , будем использовать логарифмированный размер ссуды, отношение размера ссуды к стоимости объекта недвижимости (LTV), логарифмированную величину ставки, логарифмированный срок погашения кредита.

² Показатель доступности характеризует отношение среднегодового дохода среднего домохозяйства к стоимости средней квартиры.

На первом шаге была оценена модель для вероятности заключения контракта в зависимости от характеристик заемщика и созаемщиков и разности между числом рефинансированных кредитов в АИЖК из региона и числом заявок в банк. Оценки уравнения первого шага, так же как и их подробное обсуждение, можно найти в работе (Ожегов, Порошина, 2014). Оценки были получены с помощью модели линейной вероятности. Далее было проведено сравнение с пробит-моделью, которое не выявило существенной разницы в значимости коэффициентов и предсказательной силе моделей. Далее из модели линейной вероятности была получена оценка предрасположенности $\hat{p}_i = E[d_i | x_i, z_{0i}]$.

На следующем шаге для каждого параметра кредитного контракта было оценено уравнение в приведенной форме. В качестве функции коррекции был взят полином по $\hat{p}$. В качестве регрессионной функции выбрана частично полиномиальная регрессия, линейная по параметрам и полиномиальная по набору инструментов степени ρ_1 . Далее были оценены уравнения для параметров кредитного контракта в структурной форме. В качестве функции коррекции ошибок для конкретного уравнения параметра кредитного контракта использовался полином степени ρ_1 по $\hat{p}$ и остаткам из уравнений выбора остальных параметров кредитного контракта в приведенной форме. Стандартные ошибки параметров и средних предельных эффектов моделей с фиксированной степенью приближения были получены с помощью бутстрапа.

В первую очередь оценки функции спроса были протестированы на необходимость коррекции на выборочную селективность и одновременность. В таблице 4 приведены результаты оценки уравнения для суммы займа при аппроксимации полиномами различных степеней, от 1 до 3. Каждая была оценена с коррекциями на выборочную селективность и одновременность и без них. Следуя подходу, предложенному Хаусманом (Hausman test), для тестирования статистической разницы оценок удалось показать, что оценки без коррекций являются несостоятельными (p_1 для нулевой гипотезы «Разница в оценках незначима»). Необходимость коррекции также может быть протестирована с помощью теста Дарбина–Ву (Darbin–Wu) на совместную значимость параметров функции коррекции (p_2 для нулевой гипотезы «Все параметры функции коррекции равны 0»). Оба теста подтверждают гипотезу о том, что для получения состоятельных оценок функции спроса необходимо корректировать оценки на выборочную селективность и одновременность выбора условий займа. В противном случае эффект выбора условий займа в уравнении размера ссуды является недооцененным, что приводит к неверным представлениям о спросе индивидов. Кроме того, необходимость коррекции на одновременность также доказывает то, что сумма займа (величина спроса на ипотеку) действительно выбирается одновременно с другими характеристиками кредита, LTV, ставкой и сроком погашения, что подтверждает гипотезу о том, что ипотека — это товар с эндогенными характеристиками.

Тестирование необходимости коррекции на выборочную селективность доказывает присутствие в задаче потребительского выбора угловых решений. Данный вывод подтверждает необходимость учета предпочтений индивидов, потребление которых не наблюдается, поскольку при изменении ценовой стратегии продавца такие индивиды могут переключиться на положительное потребление.

Оценки уравнения выбора величины ссуды (объема потребления) остаются устойчивыми при увеличении степени аппроксимирующего полинома, но теряют эффективность. Средние предельные эффекты не противоречат интуитивным представлениям и согласуются с исследованиями американского рынка. Так, спрос на размер ссуды растет с увеличением LTV и срока

погашения, а также падает с ростом процентной ставки. Кроме того, большие ссуды предпочитают женатые/замужние индивиды (по сравнению с холостыми), женщины, заемщики с меньшим возрастом и более высоким уровнем образования. Предпочитаемый размер ссуды также положительно зависит от всех мер дохода индивида: дохода основного заемщика, доходов созаемщиков и числа созаемщиков. Как было сказано ранее, не только выбор суммы займа зависит от характеристик займа, но также и выбор характеристик может зависеть от выбора суммы займа. Так, в табл. 5 приведены оценки структурных уравнений выбора всех характеристик ипотечного займа. Более высокий LTV выбирается при более низких ставках и длинных сроках погашений. Более высокая ставка назначается займам с высоким LTV и более длинными сроками погашения, что согласуется с дизайном ипотечных программ.

Более длинные сроки погашения выбираются заемщиками, предпочитающими большие суммы займа, а также получающими большую ставку процента, что также подтверждает результаты, полученные в (Attanasio et al., 2008), говорящие о том, что срок погашения является довольно гибким инструментом регулирования ежемесячного платежа заемщика при невысоких доходах.

Кроме того, в работе (Attanasio et al., 2008) подчеркивается разнородность заемщиков с точки зрения эластичности спроса на кредит по ставке и сроку погашения. Авторы доказали, что в случае автокредита заемщики с низкими доходами будут более эластичны по сроку погашения и менее эластичны по ставке по сравнению с заемщиками с более высокими доходами. Протестировать разнородность заемщиков АИЖК можно, построив предельный эффект логарифма спроса по логарифму ставки и логарифму срока погашения (эластичность спроса по ставке и сроку) и исследовав распределение данного эффекта по всей выборке заемщиков. Ниже в табл. 6 приведены результаты оценивания распределения предельного эффекта параметров кредитного контракта на величину ссуды.

Спецификация (1), в которой регрессионная функция для функции спроса аппроксимирована полиномом первой степени, не позволяет протестировать гипотезу о разнородности заемщиков, т. к. предельные эффекты в такой модели являются постоянными. В спецификациях (2)–(3) стандартное отклонение в распределении предельного эффекта является значимым, это означает, что предельный эффект всех характеристик кредита на спрос не является постоянным по индивидам. При разработке новых ипотечных программ следует учитывать разнородность предпочтений заемщиков. При этом, если эластичность спроса по LTV различается по индивидам незначительно (95%-ный доверительный интервал $[0.019; 0.021]$), разброс составляет 3–6% от среднего, то вариация эластичности индивидов по процентной ставке является более существенной, 16–18% от среднего (интервал $[-0.821; -0.437]$). Разброс эластичности индивидуального спроса по сроку погашения составляет 5–8%. Анализ распределения эластичности спроса на кредит по ставке процента позволяет установить, во-первых, что заемщики, не указавшие доход, имеют эластичность по ставке, схожую с заемщиками с наименьшими доходами. Во-вторых, среди данных групп, по сравнению с заемщиками из группы с наиболее высокими доходами, более часто встречаются люди с низкой эластичностью по ставке, что подтверждает результаты (Attanasio et al., 2008) о связи между эластичностью по ставке и доходу. В то же время, заемщики, наиболее эластичные по процентной ставке, также являются и более эластичными по сроку погашения кредита. Это говорит о том, что заемщиков можно в целом разделить на более чувствительных к условиям кредита и на менее чувствительных.

Таблица 4. Сравнение моделей с коррекцией и без коррекции

	(I)				(II)				(III)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
LTV	0.020*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.020*** (0.004)	0.021*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.020*** (0.005)	0.020*** (0.004)	0.010*** (0.004)	0.009*** (0.004)
Логарифм ставки	-0.575*** (0.047)	-0.497*** (0.059)	-0.438*** (0.060)	-0.402*** (0.040)	-0.567*** (0.080)	-0.492*** (0.070)	-0.352*** (0.065)	-0.346*** (0.063)	-0.599*** (0.149)	-0.536*** (0.072)	-0.471*** (0.090)	-0.499*** (0.099)
Логарифм срока погашения	0.479*** (0.058)	0.369*** (0.087)	0.285*** (0.061)	0.286*** (0.040)	0.471*** (0.090)	0.357*** (0.038)	0.271*** (0.044)	0.274*** (0.041)	0.487*** (0.147)	0.357*** (0.112)	0.263*** (0.062)	0.268*** (0.060)
Возраст	0.020*** (0.002)	0.013*** (0.003)	0.018* (0.008)	0.018* (0.008)	0.022*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.019* (0.008)	0.0194* (0.008)	0.020*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.020* (0.008)	0.021* (0.008)
Возраст ²	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Мужчины	-0.036*** (0.003)	-0.028*** (0.003)	-0.024 (0.017)	-0.021 (0.017)	-0.036*** (0.003)	-0.028*** (0.003)	-0.024 (0.017)	-0.022 (0.017)	-0.035*** (0.003)	-0.028*** (0.004)	-0.025 (0.017)	-0.023 (0.017)
<i>Семейное положение (женаты/замужем — базовая категория)</i>												
Холост	-0.052*** (0.004)	-0.054*** (0.005)	-0.036 (0.023)	-0.041 (0.023)	-0.057*** (0.005)	-0.056*** (0.005)	-0.043 (0.023)	-0.046* (0.022)	-0.052*** (0.004)	-0.053*** (0.005)	-0.038 (0.023)	-0.043 (0.022)
Разведен	-0.075*** (0.005)	-0.077*** (0.006)	-0.056* (0.027)	-0.061* (0.027)	-0.080*** (0.006)	-0.079*** (0.006)	-0.061* (0.027)	-0.065* (0.027)	-0.075*** (0.005)	-0.076*** (0.006)	-0.061* (0.028)	-0.066* (0.027)
Вдовец	-0.072*** (0.016)	-0.096*** (0.017)	-0.063 (0.082)	-0.083 (0.081)	-0.087*** (0.016)	-0.099*** (0.017)	-0.088 (0.083)	-0.099 (0.080)	-0.071*** (0.016)	-0.097*** (0.017)	-0.074 (0.083)	-0.095 (0.080)
<i>Категория занятости (наемный работник — базовая категория)</i>												
Индивидуальный предприниматель	0.067*** (0.017)	0.072*** (0.017)	0.066 (0.085)	0.066 (0.085)	0.067*** (0.017)	0.071*** (0.018)	0.064 (0.084)	0.064 (0.085)	0.062*** (0.016)	0.069*** (0.017)	0.077 (0.084)	0.078 (0.084)
Госслужащий	-0.142*** (0.009)	-0.091*** (0.008)	-0.123** (0.045)	-0.094* (0.040)	-0.130*** (0.009)	-0.089*** (0.008)	-0.109* (0.047)	-0.091* (0.039)	-0.125*** (0.009)	-0.089*** (0.008)	-0.109* (0.047)	-0.088* (0.039)
<i>Уровень образования (оконченное высшее — базовая категория)</i>												
Ниже оконченного высшего	-0.133*** (0.004)	-0.156*** (0.003)	-0.141*** (0.018)	-0.152*** (0.016)	-0.136*** (0.004)	-0.156*** (0.003)	-0.143*** (0.018)	-0.150*** (0.016)	-0.135*** (0.004)	-0.156*** (0.003)	-0.144*** (0.018)	-0.153*** (0.016)
<i>Число созаемщиков (нет созаемщиков — базовая категория)</i>												
1 созаемщик	0.086*** (0.004)	0.095*** (0.005)	0.081*** (0.023)	0.083*** (0.023)	0.086*** (0.005)	0.093*** (0.005)	0.077*** (0.023)	0.077*** (0.023)	0.089*** (0.005)	0.096*** (0.005)	0.074** (0.023)	0.075*** (0.023)
2 созаемщика	0.123*** (0.010)	0.144*** (0.010)	0.131** (0.044)	0.133** (0.044)	0.115*** (0.010)	0.138*** (0.010)	0.120** (0.044)	0.120** (0.044)	0.125*** (0.010)	0.144*** (0.010)	0.118** (0.044)	0.118** (0.044)

Окончание табл. 4

	(I)				(II)				(III)			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Указанный доход заемщиков (не указан — базовая категория)</i>												
0–9999 руб.	–0.216*** (0.010)	–0.167*** (0.010)	–0.129*** (0.045)	–0.107*** (0.041)	–0.233*** (0.011)	–0.168*** (0.010)	–0.125*** (0.046)	–0.104*** (0.041)	–0.242*** (0.011)	–0.165*** (0.010)	–0.119* (0.047)	–0.086* (0.041)
10 000–19 999 руб.	–0.015 (0.008)	0.015 (0.007)	0.023 (0.038)	0.034 (0.036)	–0.023** (0.008)	0.014 (0.008)	0.028 (0.037)	0.037 (0.036)	–0.021** (0.008)	0.016* (0.008)	0.030 (0.037)	0.042 (0.036)
Больше 20 000 руб.	0.067*** (0.009)	0.098*** (0.009)	0.157*** (0.038)	0.167*** (0.038)	0.054*** (0.009)	0.095*** (0.009)	0.159*** (0.038)	0.168*** (0.037)	0.054*** (0.009)	0.094*** (0.009)	0.165*** (0.038)	0.174*** (0.037)
<i>Указанный доход основного заемщика (не указан — базовая категория)</i>												
0–9999 руб.	–0.419*** (0.017)	–0.481*** (0.018)	–0.650*** (0.056)	–0.657*** (0.056)	–0.381*** (0.019)	–0.469*** (0.018)	–0.616*** (0.057)	–0.625*** (0.056)	–0.388*** (0.018)	–0.484*** (0.0190)	–0.625*** (0.058)	–0.637*** (0.057)
10 000–19 999 руб.	–0.413*** (0.009)	–0.354*** (0.008)	–0.458*** (0.044)	–0.416*** (0.029)	–0.398*** (0.009)	–0.351*** (0.008)	–0.432*** (0.044)	–0.404*** (0.029)	–0.392*** (0.009)	–0.357*** (0.00775)	–0.432*** (0.046)	–0.402*** (0.029)
20 000–39 999 руб.	–0.122*** (0.008)	–0.057*** (0.005)	–0.105*** (0.037)	–0.068** (0.024)	–0.113*** (0.008)	–0.056*** (0.005)	–0.089* (0.039)	–0.065*** (0.024)	–0.100*** (0.008)	–0.0580*** (0.00502)	–0.089* (0.040)	–0.066*** (0.024)
Больше 40 000 руб.	0.255*** (0.010)	0.316*** (0.008)	0.321*** (0.038)	0.346*** (0.032)	0.256*** (0.009)	0.315*** (0.008)	0.339*** (0.038)	0.354*** (0.032)	0.273*** (0.010)	0.320*** (0.008)	0.350*** (0.040)	0.359*** (0.032)
Коррекции на:												
– выборочную селективность	+	+	–	–	+	+	–	–	+	+	–	–
– эндогенность	+	–	+	–	+	–	+	–	+	–	+	–
ρ_1	–	0.000	0.000	0.000	–	0.000	0.000	0.000	–	0.000	0.000	0.000
ρ_2	0.000	0.000	0.032	–	0.000	0.000	0.064	–	0.000	0.000	0.141	–

Примечание. В ячейках таблицы указаны средние предельные эффекты изменения логарифма суммы займа. Бутстреп-стандартные ошибки для 100 репликаций, кластеризованных по месяцу подачи заявки указаны в скобках. Значимость определена по бутстреп-распределению: *, **, *** — 10, 5, и 1% соответственно. Число наблюдений — 2041.

Модель (I) подсчитана для $\rho_1 = 1$, модель (II) — для $\rho_1 = 2$ и модель (III) — для $\rho_1 = 3$.

ρ_1 — p -значение теста Хаусмана на разницу в средних предельных эффектах между моделью (I) и моделями (2)–(4). ρ_2 — p -значение F -теста значимости параметров функции коррекции.

Таблица 5. Оценка структурных уравнений выбора характеристик займа

	Уравнение 1. Логарифм суммы займа			Уравнение 2. LGV			Уравнение 3. Логарифм ставки			Уравнение 4. Логарифм срока		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Логарифм суммы займа		—		0.128*** (0.011)	0.125*** (0.21)	0.127*** (0.27)	-0.080* (0.052)	-0.061 (0.051)	-0.029 (0.077)	0.328*** (0.030)	0.307*** (0.081)	0.318*** (0.116)
LTV	0.020*** (0.002)	0.020*** (0.004)	0.020*** (0.005)		—		0.019*** (0.002)	0.020*** (0.003)	0.019*** (0.008)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
Логарифм ставки	-0.575*** (0.047)	-0.567*** (0.080)	-0.599*** (0.149)	-0.148*** (0.048)	-0.143*** (0.052)	-0.135*** (0.060)		—		0.142*** (0.020)	0.153*** (0.063)	0.158*** (0.073)
Логарифм срока	0.479*** (0.058)	0.471*** (0.090)	0.486*** (0.147)	-0.045* (0.031)	-0.037 (0.039)	-0.045 (0.090)	0.170*** (0.031)	0.166*** (0.032)	0.149*** (0.039)		—	
k	28	49	94	28	49	94	28	49	94	28	49	94

Примечание. В ячейках таблицы приведены средние предельные эффекты изменения зависимой переменной столбца от эндогенной переменной в строчке. Бутстрап-стандартные ошибки для 100 репликаций, кластеризованных по месяцу подачи заявки, указаны в скобках. Значимость определена по бутстрап-распределению, *, **, *** — 10, 5, 1% соответственно. k — число оцененных параметров, количество наблюдений — 2041.

Для каждого уравнения модель (1) подсчитана для $\rho_1 = 1$, модель (2) — для $\rho_1 = 2$, модель (3) — для $\rho_1 = 3$.

Таблица 6. Распределение эластичностей спроса между группами заемщиков

	LTV			Логарифм ставки			Логарифм срока погашения		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Средний предельный эффект	0.020*** (0.002)	0.020*** (0.004)	0.020*** (0.005)	-0.575*** (0.047)	-0.567*** (0.080)	-0.599*** (0.149)	0.479*** (0.058)	0.471*** (0.090)	0.486*** (0.147)
Стандартное отклонение предельного эффекта		0.0007*** (0.0003)	0.0013*** (0.0003)		0.093* (0.056)	0.109*** (0.031)		0.022*** (0.011)	0.038*** (0.012)
Коэффициент вариации предельного эффекта		0.03	0.06		0.16	0.18		0.05	0.08
95%-ный интервал предельного эффекта		[0.019; 0.021]	[0.018; 0.020]		[-0.821; -0.437]	[-0.724; -0.490]		[0.425; 0.645]	[0.415; 0.683]
<i>Группы заемщиков по доходу</i>									
Доход не указан	0.020***	0.019***	0.019***	-0.575***	-0.490***	-0.521***	0.479***	0.460***	0.464***
Нижний квартиль	0.020***	0.019***	0.019***	-0.575***	-0.480***	-0.517***	0.479***	0.459***	0.460***
Верхний квартиль	0.020***	0.020***	0.020***	-0.575***	-0.760***	-0.648***	0.479***	0.490***	0.519***
p-значение	1.000	0.008	0.013	1.000	<0.001	-0.013	1.000	0.032	0.068
<i>Группы заемщиков по возрасту</i>									
21–35	0.020***	0.020***	0.020***	-0.575***	-0.523***	-0.565***	0.479***	0.432***	0.429***
36–50	0.020***	0.020***	0.020***	-0.575***	-0.579***	-0.609***	0.479***	0.562***	0.590***
Свыше 50	0.020***	0.020***	0.020***	-0.575***	-0.587***	-0.610***	0.548***	0.531***	0.486***
p-значение	1.000	0.181	0.221	1.000	0.008	0.028	1.000	0.019	0.023
<i>Группы заемщиков по образованию</i>									
Меньше высшего	0.020***	0.019***	0.019***	-0.575***	-0.502***	-0.519***	0.479***	0.467***	0.477***
Высшее	0.020***	0.020***	0.020***	-0.575***	-0.691***	-0.658***	0.479***	0.476***	0.495***
p-значение	1.00	0.001	0.003	1.000	<0.001	<0.001	1.000	0.055	0.129
<i>Группы заемщиков по эластичности спроса по ставке</i>									
Нижний квартиль	0.020***	0.019***	0.019***	-0.575***	-0.501***	-0.512***	0.479***	0.445***	0.448***
Верхний квартиль	0.020***	0.021***	0.020***	-0.575***	-0.726***	-0.640***	0.479***	0.612***	0.612***
p-значение	1.00	0.001	0.001	1.000	<0.001	0.001	1.000	0.001	0.001

Примечание. В ячейках таблицы со статистиками по группам заемщиков приведены значения среднего предельного эффекта по группе и его значимость, p-значение указано для гипотезы об однородности (одинаковом среднем предельном эффекте) разных групп заемщиков.

*, ***, — значимость на уровне 10 и 1% соответственно.

Чувствительность к изменению параметров договора также характерна для заемщиков с высоким указанным доходом. Это позволяет говорить о том, что домохозяйства с низким доходом в случае необходимости улучшения жилищных условий прибегают к ипотечному кредитованию как к единственному доступному инструменту, при этом условия получения ипотеки для них не так важны, как сам факт одобрения. Таким образом, существование социальных программ АИЖК является эффективным инструментом реализации программы по предоставлению доступного жилья населению, т.к. позволяет получить ссуду в банке на условиях, которые недоступны при кредитовании в коммерческих банках.

6. Заключение

Данное исследование призвано заполнить пробел в методах идентификации функции спроса на дифференцированные товары. Известно, что теоретическая модель функции спроса, даже с очень простыми предпосылками о виде функции полезности индивида, обладает такими свойствами, как потенциальное наличие угловых решений (нулевого потребления) и нелинейный вид зависимости спроса от его детерминант. Кроме того, неизвестный вид теоретической функции полезности индивида не позволяет также накладывать каких-либо ограничений на вид функции спроса, порождаемой данной функцией полезности.

Существующие эконометрические модели функции спроса на дифференцированный товар позволяют моделировать потребление при наличии угловых решений, например модель Хекмана и ее расширения, однако не позволяют идентифицировать потенциальные структурные взаимосвязи между объемом потребления для конкретного индивида, а также характеристиками товара, которые он выбирает. Эконометрические модели спроса на дифференцированный товар, основанные на модели дискретного выбора, например логит-модель МакФаддена, а также ее смешанные и непараметрические расширения, позволяют учесть структурные взаимосвязи между вероятностью выбора товара и его эндогенными характеристиками, например ценой, но не позволяют учитывать разную интенсивность потребления для разных индивидов.

Тем временем, некоторые рынки предъявляют требования к исследованию спроса на товары, для которых существующие эконометрические модели обладают слишком жесткими предпосылками. Так, при восстановлении функции спроса по банковским данным по кредитам, в потребительском выборе будут присутствовать: а) угловые решения (некоторые индивиды решают не брать кредит или отсекаются банком как некредитоспособные, демонстрируя нулевое потребление товара), б) нелинейные взаимосвязи между величиной спроса и другими характеристиками кредита, в) эндогенность характеристик (объем потребления оказывает влияние на выбор характеристик товара и наоборот).

Данное исследование, в первую очередь, посвящено разработке эконометрической модели функции спроса на дифференцированный товар с вышеперечисленными свойствами, а также процедуры идентификации данной модели при достаточно общих предположениях на вид исследуемых взаимосвязей и распределения ненаблюдаемых компонент спроса.

Применение разработанной модели спроса продемонстрировано в эмпирической части работы. Используя оценки модели индивидуального спроса, удалось выявить структуру решений заемщика относительно выбора объема потребления кредита, условий кредита, а также решений банка в отношении заемщика и ожидаемых условий его кредитного договора. Так, заемщики склонны брать в долг большую сумму, если ставка по договору является меньше,

а срок погашения выше. Заемщики также являются разнородными по своим предпочтениям. Исследование распределения эластичности спроса по характеристикам кредита показало статистически значимую вариацию эластичности спроса индивидов по ставке и сроку погашения. Данная вариация объясняется тем, что заемщики с более высоким уровнем дохода являются более эластичными по ставке и сроку погашения по сравнению с группами заемщиков с наиболее низкими доходами и заемщиков, не указавших доход, что обуславливает необходимость социальных программ АИЖК для поддержки данных категорий домохозяйств.

Список литературы

Ниворожкина Л. И., Овчарова Л. Н., Синявская Т. Г. (2013). Эконометрическое моделирование риска невыплат по потребительским кредитам. *Прикладная эконометрика*, 30 (2), 65–76.

Ожегов Е. М. (2015). Идентификация в классе непараметрических моделей систем одновременных уравнений с выборочной селективностью. *Квантиль*, 13, 15–23.

Ожегов Е. М., Порошина А. М. (2014). Оценка кредитного риска при ипотечном жилищном кредитовании. *Прикладная эконометрика*, 35 (3), 3–17.

Attanasio O., Goldberg P., Kyriazidou E. (2008). Credit constraints in the market for consumer durables: Evidence from micro data on car loans. *International Economic Review*, 49 (2), 401–436.

Bajari P., Chu C., Park M. (2008). An empirical model of subprime mortgage default from 2000 to 2007. *NBER WP series*, 14625.

Das M., Newey W., Vella F. (2003). Nonparametric estimation of sample selection models. *The Review of Economic Studies*, 70 (1), 33–58.

Follain J. (1990). Mortgage choice. *Real Estate Economics*, 18 (2), 125–144.

LaCour-Little M. (2007). The home purchase mortgage preferences of low- and moderate income households. *Real Estate Economics*, 35, 265–290.

Munnell A., Tootell G., Browne L., McEneaney J. (1996). Mortgage lending in boston: Interpreting HMDA data. *American Economic Review*, 86, 25–53.

Ozhegov E. M. (2015). Modelling demand for mortgage loans using loan-level data. In: S. V. Ivliev, A. K. Bera, F. Lillo (eds.). *Financial Econometrics and Empirical Market Microstructure*, Springer, 241–248.

Ozhegov E. M., Poroshina A. M. (2013). The lagged structure of dynamic demand function for mortgage loans in Russia. *EJournal of Corporate Finance*, 27, 37–49.

Phillips R., Yezer A. (1996). Self-selection and tests for bias and risk in mortgage lending: Can you price the mortgage if you don't know the process? *Journal of Real Estate Research*, 11, 87–102.

Rachlis M., Yezer A. (1993). Serious flaws in statistical tests for discrimination in mortgage markets. *Journal of Housing Research*, 4, 315–336.

Ross S. L. (2000). Mortgage lending, sample selection and default. *Real Estate Economics*, 8, 581–621.

Sanderson E., Windmeijer F. (2013). A weak instruments F-test in linear IV models with multiple endogenous variables. *CEMMAP working paper*, CWP58/13.

Yezer A., Phillips R., Trost R. (1994). Bias in estimates of discrimination and default in mortgage lending: The effects of simultaneity and self-selection. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9, 197–215.

Поступила в редакцию 14.04.2016;
принята в печать 30.12.2016.

Ozhegov E. Estimating the demand function for differentiated product with endogenous characteristics and heterogeneity of preferences: The case of mortgage loans. *Applied Econometrics*, 2017, 45, pp. 93–115.

Evgeniy Ozhegov

National Research University Higher School of Economics, Perm, Russian Federation;

Tos600@gmail.com

Estimating the demand function for differentiated product with endogenous characteristics and heterogeneity of preferences: The case of mortgage loans

This paper analyzes the mortgage borrowing process from a Russian state-owned supplier of residential housing mortgages concentrating on the estimation of demand function with heterogeneous borrowers' preferences. Analysis takes into account the underwriting process and the choice of contract terms of all loans originated from 2008 to 2012. Our dataset contains demographic and financial characteristics for all applications, loan terms and the performance information for all issued loans by one regional bank which operates government mortgage programs.

We use a multistep semiparametric approach to estimate the determinants of bank and borrower choice controlling for possible sample selection and endogeneity of product characteristics. The main contribution is modeling choice of contract terms as interdependent by structural system of simultaneous equations with heterogeneous marginal effects.

We found that demand of low-income households who are unable to afford improving of housing conditions by other instruments than government mortgage is less elastic according to the change both in interest rate and maturity.

Keywords: demand; heterogeneity; mortgage.

JEL classification: C14; C30; C51; G21.

References

Nivorozhkina L., Ovcharova L., Sinyavskaya T. (2013). Econometric modeling risk of consumer loans. *Applied econometrics*, 30 (2), 65–76 (in Russian).

Ozhegov E. (2015). Identification in a class of nonparametric simultaneous equation models with sample selection. *Quantile*, 13, 15–23 (in Russian).

Lozinskaya A., Ozhegov E. (2014). Estimation of mortgage lending credit risk. *Applied Econometrics*, 35 (3), 3–17 (in Russian).

Attanasio O., Goldberg P., Kyriazidou E. (2008). Credit constraints in the market for consumer durables: Evidence from micro data on car loans. *International Economic Review*, 49 (2), 401–436.

Bajari P., Chu C., Park M. (2008). An empirical model of subprime mortgage default from 2000 to 2007. *NBER WP series*, 14625.

Das M., Newey W., Vella F. (2003). Nonparametric estimation of sample selection models. *The Review of Economic Studies*, 70 (1), 33–58.

Follain J. (1990). Mortgage choice. *Real Estate Economics*, 18 (2), 125–144.

LaCour-Little M. (2007). The home purchase mortgage preferences of low- and moderate income households. *Real Estate Economics*, 35, 265–290.

Munnell A., Tootell G., Browne L., McEneaney J. (1996). Mortgage lending in boston: Interpreting HM-DA data. *American Economic Review*, 86, 25–53.

Ozhegov E. M. (2015). Modelling demand for mortgage loans using loan-level data. In: S. V. Ivliev, A. K. Bera, F. Lillo (eds.). *Financial Econometrics and Empirical Market Microstructure*, Springer, 241–248.

Ozhegov E. M., Poroshina A. M. (2013). The lagged structure of dynamic demand function for mortgage loans in Russia. *EJournal of Corporate Finance*, 27, 37–49.

Phillips R., Yezer A. (1996). Self-selection and tests for bias and risk in mortgage lending: Can you price the mortgage if you don't know the process? *Journal of Real Estate Research*, 11, 87–102.

Rachlis M., Yezer A. (1993). Serious flaws in statistical tests for discrimination in mortgage markets. *Journal of Housing Research*, 4, 315–336.

Ross S. L. (2000). Mortgage lending, sample selection and default. *Real Estate Economics*, 8, 581–621.

Sanderson E., Windmeijer F. (2013). A weak instruments *F*-test in linear IV models with multiple endogenous variables. *CEMMAP working paper*, CWP58/13.

Yezer A., Philips R., Trost R. (1994). Bias in estimates of discrimination and default in mortgage lending: The effects of simultaneity and self-selection. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 9, 197–215.

Received 16.04.2016; accepted 30.12.2016.