



Munich Personal RePEc Archive

Pension reforms and the informal sector: modeling of income groups behavior

Danielyan, Vladimir and Polterovich, Victor

CEMI RAS, MSE MSU

14 November 2021

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/110676/>
MPRA Paper No. 110676, posted 14 Nov 2021 21:35 UTC

**Пенсионные реформы и теневой сектор:
моделирование поведения доходных групп**

Даниелян В. А

ЦЭМИ РАН, Москва

Полтерович В. М.,

ЦЭМИ РАН, МШЭ МГУ, Москва

Аннотация

Усовершенствована и исследована динамическая модель поведения совокупности агентов, принадлежащих разным доходным группам, при переходе от распределительной к смешанной пенсионной системе. Модель основана на предположении, что более состоятельные участники характеризуются меньшей нормой дисконтирования доходов, что фактически означает ориентацию на более длинный плановый горизонт. С ее помощью удается получить удовлетворительную аппроксимацию траекторий, наблюдавшихся в Аргентине после пенсионной реформы 1993 г., во многом сходной с российской реформой 2002 г. Модель показывает, что с ростом дохода должна падать доля представителей соответствующей доходной группы, предпочитающих «держаться в тени». Эта закономерность соответствует наблюдениям. Модель позволяет объяснить, почему во многих странах в результате пенсионных реформ происходило расширение теневого сектора. Исследовано влияние минимальной пенсии, доходности пенсионных накоплений и пенсионного возраста на уровни участия разных доходных групп в пенсионной системе.

Ключевые слова: *пенсионная реформа, распределительная и накопительные системы, пенсионный возраст, минимальный стаж, теневой сектор, уровень участия*

Классификация JEL: D02, E02, O43, H55.

1. Введение

Работа посвящена изучению влияния пенсионных реформ на привлекательность пенсионной системы для работников. Этот фактор существенно сказывается на доходах пенсионного фонда и, как следствие, отражается на устойчивости новых пенсионных правил. Правила, введенные в ряде стран в рамках так называемой первой волны пенсионных реформ, начавшейся с реформы Чили в 1980 г., спустя некоторое время были частично или полностью отменены (Naczyk and Domonkos 2015), (Полтерович 2012) и, таким образом, оказались неустойчивыми. Основная причина состояла в том, что

внедрение накопительной пенсионной системы, вытеснившей или дополнившей традиционные распределительные пенсионные механизмы, привело к снижению численности плательщиков пенсионных взносов. Об этом свидетельствуют обширные статистические данные по латиноамериканским странам (Rofman et al., 2012). При этом обнаружилось, что уровни участия¹ и их динамика в процессе реформ существенно отличались для разных доходных групп. Низкодоходные группы снижали уровни участия, в то время как для наиболее состоятельных граждан этот уровень, напротив, рос. В данной работе предлагается модель, объясняющая указанный феномен, и оценивается влияние изменения минимальной пенсии, пенсионного возраста и доходности пенсионных накоплений на ход реформ.

2. Обзор литературы

Моделированию пенсионных реформ посвящено большое число работ с широким спектром применяемых подходов (см., в частности, (Борисов, Сурков, 2007), (Gustman, Steinmeier, 1986), (Гурвич, Солина, 2012), (Клепикова, 2013), (Hosseini, Hourideh, 2019)). Ряд исследований учитывают возможность ухода работников в тень (см. ссылки в McKiernan, 2019).

В статье (Attanasio et al., 2011) изучается влияние пенсионной реформы 1980 г. в Чили на уровень участия. Повышение этого уровня и увеличение пенсионного обеспечения относительно бедных слоев населения были важнейшими целями реформы. Авторы показали, что вторая цель была достигнута, в то время как уровень участия, напротив, снизился. Чтобы избежать подобного эффекта, необходимо предотвращать ситуации, когда значительная часть работников, выполнив минимальные условия для получения пенсии, не видит смысла в дальнейших пенсионных накоплениях.

В работе (McKiernan, 2019) в рамках модели с перекрывающимися поколениями показано, что при переходе к накопительной системе численность работников в неформальном секторе увеличивается. Вследствие сокращения налоговых отчислений их благосостояние растет, но, с другой стороны, сокращаются трансферты из бюджета для беднейшей части населения. Как результат, неформальный сектор мало влияет на долгосрочный средний уровень благосостояния. Следует отметить, однако, что в этой модели не учтены потери от расширения неформального сектора, связанные с неуплатой налогов. Если принять их во внимание, то вывод о «нейтральности» неформального

¹ Уровнем участия экономически активного населения в пенсионной системе (коротко – *уровень участия*) будем называть отношение численности активных плательщиков взносов к численности экономически активного населения. Когда речь идет обо всём экономически активном населении, то будем говорить об *общем* уровне участия; далее мы также будем обсуждать уровень участия для отдельных доходных групп.

сектора может измениться.

Особый интерес представляет для нас статья (Joubert 2015), где приведена модель с гетерогенными домохозяйствами. Работники в модели различаются по уровню образования, стажу работы в формальном секторе и году рождения; от этих параметров зависит вероятность трудоустройства в формальном секторе и ожидаемый уровень дохода. Параметры модели оценены на данных лонгитюдного обследования домохозяйств Чили, дополненных данными чилийского агентства по надзору за пенсионной системой. Для оценки ненаблюдаемых параметров автор разделяет все домохозяйства в модели на типы, принадлежность к которым влияет на долю «близоруких» индивидов с коэффициентом дисконтирования, равным нулю, и, соответственно, на их решения, включая выбор формального либо неформального сектора. Вероятность отнесения домохозяйства к тому или иному типу связана с уровнем образования членов домохозяйства. После оценки параметров все домохозяйства в модели фактически разделились на менее образованных и более образованных. Учитывая связь (хотя и стохастическую) дохода и уровня образования, приближенно можно считать, что речь идет о богатых и бедных домохозяйствах. Моделирование показало, что богатые домохозяйства активнее участвуют в формальном секторе, а доля близоруких индивидов среди них существенно меньше.

Указанный результат согласуется с наблюдениями, согласно которым величина планового горизонта индивидов растет с уровнем их дохода (Dynan, Skinner, Zeldes, 2004; Strulik, 2012). Это предположение является ключевым в предлагаемой ниже модели, которая, насколько нам известно, впервые объясняет различия в поведении разных доходных групп при переходе от распределительной к смешанной накопительной системе, учитывая возможность неформальной занятости. Мы стремимся максимально упростить модель и, в частности, не рассматриваем случайные факторы и возможность сбережений вне пенсионной системы. Упрощенная постановка позволяет более отчетливо продемонстрировать механизм влияния изменения пенсионных правил на величину неформального сектора и доходы пенсионного фонда.

Краткое изложение предварительных результатов применения предлагаемого подхода содержится в работе (Даниелян, Полтерович, 2018). В настоящей статье мы приводим результаты расчетов по значительно усовершенствованной модели, которая здесь описывается впервые. По итогам более детального анализа оптимальных стратегий была уточнена оценка выгоды от участия в смешанной системе. Кроме того, была учтена зависимость размера пенсии от величины дохода, уточнена динамика величины минимальной пенсии. Учтены также начисления процентов на остаток пенсионных

накоплений после выхода на пенсию. Разработан новый метод калибровки параметров модели. В результате значительно повысилась точность модели по сравнению с предыдущей версией. С помощью усовершенствованной модели исследовано влияние минимальной пенсии и доходности пенсионных накоплений на уровни участия разных доходных групп в пенсионной системе.

3. Общая идея модели

Распределительная пенсионная система, как правило, сглаживает неравенство доходов: относительные различия в пенсионных пособиях оказываются меньше различий в вознаграждениях за труд. Фактически в распределительной системе богатые дотируют бедных. Казалось бы, работники с низким доходом должны стремиться участвовать в уравнивающей пенсионной системе и платить относительно небольшие взносы в ожидании будущих относительно высоких пенсионных поступлений; в то же время высокодоходные работники должны снижать свой уровень участия в финансово непривлекательном для них институте. Однако в действительности наблюдается обратная картина: уровень участия, как правило, возрастает по мере перехода от бедных доходных групп к более состоятельным.

Для объяснения этого факта мы используем упомянутые выше результаты (Dunan, Skinner, Zeldes, 2004; Strulik, 2012) и полагаем, что участники с более высоким доходом имеют более длинный плановый горизонт; иными словами, они выше ценят будущее потребление, по сравнению с более бедными работниками. Формально это означает, что норма дисконтирования, характеризующая агента, убывает с ростом его дохода. Такая гипотеза может объяснить наблюдаемую картину уровней участия: действительно, если бедные в трудоспособном возрасте мало ценят пенсионные поступления из-за отдаленной перспективы их получения, то участие в пенсионной системе может оказаться для них менее привлекательным, чем уход в теневую экономику, где необходимость пенсионных отчислений отпадает.

Если ставка процента на пенсионные сбережения достаточно высока, то при переходе к смешанной пенсионной системе богатым выгодно перейти к индивидуальному накоплению (насколько это позволяют правила). Но при этом уменьшаются доходы пенсионного фонда в расчете на одного участника. Если правительство не увеличит трансферты из бюджета в пенсионный фонд, то распределительная пенсия уменьшится. Из-за короткого планового горизонта бедным невыгодно индивидуальное накопление, а снижение распределительной пенсии способствует их переходу в неформальную экономику. Если дифференциация доходов в стране высока (как это имеет место, например, в Латинской Америке), то можно ожидать снижение общего уровня участия.

Предлагаемая ниже модель не учитывает издержки перехода из формального сектора в теневой. Судя по высокому уровню неформальной занятости в странах Латинской Америки, а также в экономиках Центральной и Восточной Европы в трансформационный период 1990-х годов, величина этих издержек была невысока. Видимо, этим обстоятельством и неготовностью значительной части населения к долгосрочным накоплениям объясняется похожая судьба пенсионных реформ в, казалось бы, очень разных странах.

Вопросом, заслуживающим внимания, является различие уровней вознаграждения за труд в формальном и неформальном секторе. Средняя зарплата в неформальном секторе ниже, и может показаться, что это удерживает работников от ухода «в тень», что противоречит наблюдениям. Наша модель показывает, что этот феномен может объясняться не изначальной разницей в оплате труда, а различием в поведении высоко- и низкооплачиваемых индивидов. Мы предполагаем, что зарплата любого работника в неформальном секторе выше за счет отсутствия обязательств по уплате взносов и налогов. Тем не менее, ее средний уровень в неформальном секторе оказывается ниже, так как его выбирают относительно большее число низкооплачиваемых работников (см. также (Jubert,2015)).

4. Описание модели

Опишем вначале общую схему алгоритма функционирования моделируемой пенсионной системы (с соответствующими упрощениями).

В каждом периоде определенное число работников входит в систему, начиная трудовую жизнь, и столько же выходит из нее («умирает»). В каждом периоде работник трудоспособного возраста предлагает единицу труда и принимает решения, стремясь максимизировать дисконтированную сумму доходов за все время жизни. При этом его зарплата и норма дисконтирования зависят только от его принадлежности к той или иной доходной группе и не изменяются во времени². Безработица отсутствует.

При постоянстве реальных доходов единственным стимулом сбережения являются пенсионные накопления, возможность которых обеспечивается накопительной составляющей пенсионной системы. По достижении пенсионного возраста работник покидает рынок труда, и единственным источником дохода для него является пенсия.

Выбирая план на будущее, работник решает, находится ли ему в тот или иной момент в формальном или неформальном секторе и участвовать ли в накопительной или в

² При дальнейшем совершенствовании модели было бы интересно учесть изменение зарплаты в течение жизни.

смешанной пенсионной системе. При этом он полагает наблюдаемые им параметры системы неизменными. Предположение об ограниченном предвидении существенно упрощает рассмотрение переходной динамики. Рассмотрение в модели более содержательных индивидуальных прогнозов могло бы стать задачей дальнейших исследований.

Решения работников влияют на доходы пенсионного фонда и, соответственно, на величину пенсионного пособия в текущем периоде. Эта величина входит в бюджетное ограничение работника в момент $t + 1$ как прогноз его будущей пенсии.

Достичь минимального трудового стажа, дающего право на пенсию, работник может только за счет занятости в формальном секторе

Занятость в формальном секторе требует уплаты пенсионных взносов и налогов, в то время как занятые в неформальном секторе в нашей модели располагают всем полученным доходом. Это упрощение имеет некоторые основания: работодатели в неформальном секторе могут привлечь работников более высокой зарплатой, уклоняясь от уплаты социальных взносов и включая их величину в оплату труда. В реальности, вероятно, величина социальных взносов делится между работником и работодателем, однако в текущей постановке мы пренебрегаем долей работодателя. Также заметим, что кроме чисто неформальной занятости, известна практика, когда работник формально трудоустроен, но получает официально лишь часть дохода, а остальную часть - «в конверте». Этот вариант частичного ухода в тень в модели не учтен.

Предполагается, что если пенсионная реформа происходит в период t , то новые правила становятся известны работникам до выбора оптимальной стратегии периода t , так что в этом периоде работники принимают во внимание уже новые пенсионные правила.

Модель не предусматривает ни возможность выбора пенсионного возраста, ни возможность работать, будучи пенсионером. Кроме того, распределительная пенсия всех пенсионеров изменяется в зависимости от доходов пенсионного фонда. Это явно нереалистическое предположение принято в целях упрощения модели. В реальности при стабильном профиците пенсионного фонда можно ожидать увеличения пенсии. Однако при дефиците ее снижение, если и имеет место, то, как правило, лишь за счет неполной индексации.

Таким образом, итерационный шаг модели состоит из двух основных действий: а) принятие решений работниками; б) перерасчет доходов пенсионного фонда и распределительной пенсии. Кроме того, на каждом шаге учитываются поступление новых участников, выход на пенсию работников возраста ρ и выход из системы индивидов в

возрасте T , обновляется стаж работников, начисляются взносы и проценты в накопительной системе.

Перейдем теперь к формальному описанию модели.

В модели в каждый момент времени t имеется фиксированное число Q участников, каждый из которых при входе в систему получил номер $q = 1, 2, \dots$. С самого начала участники различаются уровнем зарплаты (отождествляемой с доходом) w_q , и длительностью пребывания в системе («возрастом») a_{qt} , $a_{qt} = 0, \dots, T-1$. В возрасте T , равном «продолжительности жизни», участник выходит из системы. В возрастах $a_{qt} = 0, \dots, \rho - 1$ участники работают, а в возрасте ρ выходят на пенсию; работник не ожидает изменения пенсионного возраста, поэтому в его задаче мы опускаем индекс времени при ρ . В каждый момент времени участник выбирает, работать ли ему в формальном или в теневом секторе. Кроме того работающие в формальном секторе должны сделать выбор между двумя пенсионными системами – распределительной и смешанной. С учетом сказанного, в качестве характеристик работника q в момент t используются кроме дохода w_q и возраста $a_{qt} < \rho$ еще пять параметров:

$$e_{qt}, p_{qt}, y_{qt}, K_{qt}, r_q,$$

где e_{qt} - накопленный стаж работы в формальном секторе; $p_{qt} = 1$, если работник занят в формальном секторе, $p_{qt} = 0$ в противном случае; $y_{qt} = 1$, если работник в момент t выбрал распределительную систему, если же он предпочел смешанную систему, то $y_{qt} = 0$; K_{qt} – объем средств на накопительном счете. Через r_q обозначаем норму дисконтирования денежного потока, характерную для участника q . Мы считаем, что нормы дисконтирования зависят только от доходов участников, и используем их в качестве настроечных параметров.

Пенсионеры в модели не принимают никаких решений. Пенсионер q характеризуется четырьмя параметрами

$$i_q, a_{qt}, K_{q\rho}, b_{qt}, w_q$$

где $a_{qt} \geq \rho$, b_{qt} – величина пенсии участника q в момент t .

Как следует из приведенного описания, мы считаем, что все участники входят в систему в нулевом возрасте, поэтому возраст a_{qt} равен длительности пребывания участника q в системе к моменту t . Участник работает ровно ρ периодов до возраста $\rho-1$; как уже упоминалось, безработица в модели отсутствует.

Численность участников в модели определяется демографической структурой, которая задана экзогенно, причем численность возрастных когорт не меняется со временем и тем меньше, чем больше возраст когорты (по причине смертности). В нашей модели

вероятность смерти в явном виде не входит в функцию полезности работника: он строит план на весь период вплоть до T . Предполагается, что вероятность не дожить до этого момента учтена в индивидуальных дисконтах. Приток новых участников постоянен, как и отток пожилых участников, поэтому общее число агентов, присутствующих в системе, постоянно.

Распределение входного потока участников по зарплате также не меняется во времени и остается неизменным для совокупности присутствующих в модели агентов, поскольку мы предполагаем, что зарплата каждого из них постоянна. Еще раз оговоримся, что при настройке модели мы отождествляем распределения по зарплате и по доходу, что, конечно, является серьезным упрощением.

Модель допускает два варианта пенсионного обеспечения.

В традиционной пенсионной системе финансирование пенсий осуществляется по схеме PAYG: доля δ^1 заработной платы каждого «легального» работника направляется на выплаты пенсий текущим пенсионерам. Размер пособия определяется пенсионной формулой, которая может включать зависимость пособия от уровня дохода. Предполагается, что стаж не влияет на размер пособия, но определяет право на его получение.

Новая пенсионная система возникает после реформы и является смешанной, т. е. имеет накопительную и распределительную часть. Доля дохода $\delta^0 < \delta^1$ по-прежнему отчисляется в распределительный фонд, а доля дохода β поступает на индивидуальный (накопительный) пенсионный счет работника. В такой системе пенсионеры получают составное пособие: одну часть из распределительной системы, и другую часть — за счет средств, накопленных на пенсионном счету.

Для описания пенсионной системы используются следующие параметры:

$$\rho, \theta, \delta^1, \delta^0, \beta, e_{min}, b_{min}, \nu_t,$$

где ρ — возраст выхода на пенсию, θ — ставка налога на доходы, δ^1 — ставка взносов (доля от дохода) в традиционной пенсионной системе; δ^0 — ставка взносов на распределительную часть в смешанной пенсионной системе; β — ставка отчислений в накопительную часть в смешанной пенсионной системе; e_{min} — минимальный стаж, необходимый для получения права на пенсию; b_{min} — минимальная величина пенсии, гарантируемая работнику, получившему право на пенсию; ν_t — доходность пенсионных накоплений, которая может меняться со временем.

Рассмотрим работника q ; без потери общности положим $a_{qt} = t$ (рассматриваем работника, вошедшего в модель в момент $t = 0$). В задаче максимизации ожидаемого

совокупного денежного потока переменными управления работника являются выбор пенсионной системы и траектория формальной занятости на предстоящий трудовой период, т.е. переменные $y_{qt}, p_{q\tau}, \tau \in [a_{qt}, \rho - a_{qt}]$, совокупность которых будем называть стратегией работника. Оптимальной стратегией работника q в момент t будем считать стратегию, максимизирующую значение V_{qt} :

$$V_{qt} = w_q \sum_{\tau=a_{qt}}^{\rho-1-a_{qt}} \frac{1}{(1+r_q)^{\tau-a_{qt}}} (1 - (\theta + \delta(y_{q\tau})) p_{q\tau}) + l(\bar{e}_q(t)) \bar{d}_{qt}(y_{qt}) \sum_{\tau=\rho-a_{qt}}^{T-1-a_{qt}} \frac{1}{(1+r_q)^{\tau-a_{qt}}} \quad (1)$$

Рассмотрим это выражение подробнее. Первое слагаемое отражает приведённый трудовой доход, с которого в формальном секторе (при $p_{q\tau} = 1$) работник платит налог θ и пенсионный взнос $\delta(y_{q\tau})$ в зависимости от пенсионной системы, в которой он планирует участвовать, причем

$$\delta(y_{q\tau}) = \begin{cases} \delta^1, y_{q\tau} = 1 \\ \delta^0 + \beta, y_{q\tau} = 0. \end{cases}$$

Второе слагаемое отражает совокупные пенсионные выплаты, где $\bar{d}_{qt}(y_{qt})$ – ожидаемая величина пенсии; $l(\bar{e}_q(t))$ – наличие права на пенсию, зависящее от стажа, ожидаемого в момент t к моменту выхода на пенсию $\bar{e}_q(t)$:

$$l(\bar{e}_q(t)) = \begin{cases} 0, \bar{e}_q(t) < e_{min} \\ 1, \bar{e}_q(t) \geq e_{min} \end{cases} \quad (2)$$

в свою очередь ожидаемый стаж $\bar{e}_q(t)$, складывается из текущего стажа $e_{q,t-1}$ и числа лет, которые работник планирует проработать в формальном секторе:

$$\bar{e}_q(t) = e_{q,t-1} + \sum_{\tau=a_{qt}}^{\rho-1-a_{qt}} p_{q\tau} \quad (3)$$

Определяя ожидаемый размер пособия $\bar{d}_{qt}(y_{qt})$, работник предполагает, что уровень пенсий в распределительной системе в момент его выхода на пенсию будет таким же, как и в текущий момент; поэтому, выбирая традиционную систему, работник q ожидает получать такое же пособие, как и работник, имеющий равный с ним уровень дохода и выходящий на пенсию в текущий момент. Обозначим эту величину b_{qt} , формула для её вычисления будет приведена ниже.

Выбирая смешанную пенсионную систему, работник также учитывает ожидаемый на момент t размер пенсионных накоплений $\bar{K}_q(t)$ к возрасту выхода на пенсию ρ :

$$\bar{K}_q(t) = K_{qt} (1 + \bar{v})^{\rho - a_{qt}} + \beta w_q \sum_{\tau=a_{qt}}^{\rho-1-a_{qt}} (1 + \bar{v})^{\rho - a_{qt} - \tau} p_{q\tau} \quad (4)$$

где, как и прежде, $p_{q\tau} = 1$, если работник планирует платить взносы (работать в формальном секторе) в момент τ , иначе $p_{q\tau} = 0$; K_{qt} – объем накоплений в момент t (предполагается, что $K_{q0} = 0$); \bar{v} – процентная ставка пенсионных накоплений; работник предполагает, что она постоянна и равна текущей $\bar{v} = v_t$.

Таким образом, с учетом различий в пенсионных системах ожидаемый размер пенсии равен

$$\bar{d}_{qt}(y_{qt}) = \begin{cases} b_{qt}, y_{qt} = 1 \\ b_{qt} + \bar{f} \bar{K}_{q\rho}(t), y_{qt} = 0 \end{cases} \quad (5)$$

где \bar{f} это ожидаемый коэффициент аннуитетных платежей, учитывающий начисление процентов на остаток накоплений после начала пенсионных выплат: $\bar{f} = \frac{1 - (1 + \bar{v})^{-1}}{1 - (1 + \bar{v})^{-(T - \rho)}}$ при $\bar{v} > 0$, $\bar{f} = (T - \rho)^{-1}$ при $\bar{v} = 0$.

Опишем теперь, как формируется пенсия в традиционной пенсионной системе. Рассмотрим всех индивидов $q \in Q$, живущих в модели в момент t после того, как индивиды приняли решение y_{qt}, p_{qt} относительно типа занятости и пенсионной системы.

Так как в нашей модели каждый индивид – это репрезентативный потребитель, то представляемых им потребителей в возрасте a_q с доходом w_q будем называть когортой q ; численность когорты q обозначим через G_q .

Уровень пенсии в момент t устанавливается так, чтобы пенсионный фонд был сбалансирован. Считаем, что размер выплат из распределительного фонда и право на их получение не зависят от выбора типа пенсионной системы, а лишь от наличия требуемого минимального стажа, так что численность N_t получателей пособий из распределительного фонда равна

$$N_t = \sum_{\forall q: a_q \geq \rho_q} N_{qt} = \sum_{\forall q: a_q \geq \rho_q} G_q l(e_{q\rho_q}) \quad (6)$$

где $e_{q\rho_q}$ это стаж работника на момент его выхода на пенсию; N_{qt} - численность получателей пособий когорты q . Мы добавляем индекс q в ρ_q , чтобы после повышения пенсионного возраста учесть наличие работников, вышедших на пенсию в разных возрастах.

Суммарные доходы распределительного фонда от сбора взносов равны

$$D_t = D_t^1 + D_t^0 \quad (7)$$

где D_t^j , как и выше, означает доход (сумму взносов) распределительного фонда в пенсионной системе j ($j=1$ традиционная, $j=0$ – смешанная):

$$D_t^1 = \sum_{\forall q: a_q < \rho_q} w_q G_q p_{qt} y_{qt} \delta^1, \quad (8)$$

$$D_t^0 = \sum_{\forall q: a_q < \rho_q} w_q G_q p_{qt} (1 - y_{qt}) \delta^0.$$

Удельным доходом фонда (на одного получателя пенсии) назовём величину

$$d_t = \frac{D_t}{N_t}, N_t \neq 0, \quad (9)$$

из определения которой следует, что распределительный фонд сбалансирован, если выплаты для всех получателей одинаковы и равны d_t . Чтобы ввести зависимость размера пенсии от дохода, преобразуем эту величину:

$$d'_{qt} = d_t w'_{qt} \quad (10)$$

где $w'_{qt} = \frac{w_q N_{qt}}{\sum_{\forall q: a_q \geq \rho_q} w_q N_{qt}}$ это взвешенный доход индивида q с учётом численности и дохода

всех получателей. Очевидно, это преобразование не изменяет суммарной величины выплат, так как $\sum_{\forall q: a_q \geq \rho_q} w'_{qt} = 1$. Таким образом, баланс пенсионного фонда сохраняется, если пенсионеры получают пособия равные d'_{qt} . Наконец, мы реализуем механизм минимальных пенсий (источник их фондирования экзогенный, можно считать, что они обеспечены государством), так что окончательный размер пенсии с учетом величины минимальной гарантированной пенсии b_{min} равен

$$b_{qt} = \max(d'_{qt}, b_{min}) \quad (71)$$

В случае отсутствия доходов пенсионного фонда $D_t = 0$ (например, если в момент t все работники "уйдут в тень") размер пенсий для всех, имеющих на нее право, становится равен минимальной пенсии, $b_{qt} = b_{min}$.

5. О калибровке модели

В результате описанных вычислений в конце каждой итерации мы определяем численность плательщиков взносов в каждой доходной группе. Поделив эту величину на численность доходной группы, получаем модельные коэффициенты участия по доходным группам. Таким образом строится модельная траектория коэффициентов участия, которую можно сравнить с наблюдаемыми показателями. В качестве меры отклонения модельных траекторий от фактических мы используем сумму модулей относительных отклонений:

$$M(\mathbf{r}_1, \dots, \mathbf{r}_n) = \sum_{t=1}^{14} \sum_{i=1}^n \frac{|Q_{i,t} - \hat{Q}_{i,t}(\mathbf{r}_1, \dots, \mathbf{r}_n)|}{Q_{i,t}}, \quad (12)$$

Где i – номер (агрегированной) доходной группы; $Q_{i,t}$ – наблюдаемые уровни участия по доходным группам, $\hat{Q}_{i,t}$ – модельные траектории уровней участия, зависящие от настроечных параметров -дисконтов r_i ; t – индекс года в моделируемом периоде (1994-2007 гг).

Для поиска вектора дисконтов, минимизирующего отклонение M , мы используем модифицированный метод покоординатного спуска с адаптивным шагом α . Поочередно варьируя один из дисконтов r_i , мы рассчитываем отклонения

$M_{i+} = M(r_1, \dots, r_i + \alpha, \dots, r_n)$ и $M_{i-} = M(r_1, \dots, r_i - \alpha, \dots, r_n)$, а затем из трёх вариантов M , M_{i+} , M_{i-} выбираем минимальный и устанавливаем соответствующее новое значение для r_i (либо оставляем его без изменений). Чтобы соблюсти условие невозрастания дисконта по доходу, алгоритм прибавляет «штраф» к значению M при нарушении этого условия. Если по завершении очередного цикла не удалось уменьшить значение M , алгоритм уменьшает величину шага и продолжает поиск сначала. Условие останова определяет заранее заданный порог уменьшения отклонения: если он не достигается на протяжении нескольких циклов, то вычисления прекращаются.

6. Результаты моделирования

К сожалению, нам не удалось найти российские данные, необходимые для расчета. Модель апробирована на данных о пенсионной реформе 1994 г. в Аргентине. Такой выбор объясняется не только доступностью данных, но и сходством этой реформы с прошедшей в России в 2002 году.

Ключевые черты и этапы аргентинской реформы описаны в работах (Sales, 2008), (Rofman et al., 2000), а дореформенная система представлена в (Schulthess and Demarco 1993), (Durán 1993).

Вместо существовавшей до 1994 г. распределительной пенсионной системы была создана смешанная система, ее участники получали часть пенсии из распределительной подсистемы, а другую часть – из накопительной. Одновременно был повышен на 5 лет пенсионный возраст (до 60 лет для женщин и до 65 лет для мужчин). Кроме того на 10 лет был увеличен минимальный требуемый стаж. Базой для исчисления пенсии стал средний доход за последние 10 лет. Реформа привела к резкому расширению теневого сектора. При этом уровни участия в легальном секторе существенно различались для разных доходных групп. Соответствующие данные содержатся в статье (Rofman, Oliveri, 2012), которая и послужила для нас основным источником информации.

В конце 2008 года накопительный режим был упразднён, и все отчисления были направлены обратно в государственную распределительную систему (Rofman et al., 2014).

Следует отметить, что в нашей модели не отражены различия в пенсионном возрасте для мужчин и женщин, равно как и другие многочисленные детали действовавшей пенсионной схемы. В частности, чтобы не усложнять процедуру поиска оптимальной стратегии, мы игнорировали зависимость размера пенсии от стажа.

Параметры пенсионной системы и уровни участия по доходным группам установлены в модели в соответствии со значениями, наблюдаемыми в 1993 году (за год до реформы); после этого мы меняем параметры пенсионной системы в соответствии с изменениями, введенными реформой 1994 года и получаем модельные траектории уровней участия.

Использованные в модели индивидуальные параметры и параметры пенсионной системы приведены в Таблицах 1-3. Учтено фактическое распределение доходов в Аргентине 1995 г. с нормализацией (доход наиболее бедной доходной группы принят за единицу). Мы вынуждены отождествить в модели относительную величину зарплаты с относительной величиной дохода ввиду отсутствия достаточно детальной информации о распределении заработных плат. Зарплаты каждого работника предполагается постоянной, так что влияние экономической депрессии 1998-2002 гг. в Аргентине на доходы граждан не учтено.

Таблица 1 Уровни дохода десяти доходных групп. Источник: расчеты на основе данных World Bank Database за 1995 г.³

i_q	$w(i_q)$
1	1
2	2,45
3	2,73
4	4,91
5	5,45
6	6,64
7	7,38
8	11,53
9	20,1
10	22

Демографическая структура населения в модели отражает структуру, наблюдаемую в момент переписи населения Аргентины 2001 г. (ближайшая перепись после 1994 г.).

³<https://data.worldbank.org/indicator/SI.DST.FRST.20?locations=AR>, дата доступа 2018-06-28

Как уже отмечалось, доход наиболее бедных работников принят равным единице, при этом все денежные величины в модели выражены в единицах минимального дохода. Так, величина минимальной гарантированной пенсии b_{min} установлена на уровне 2,548, что равно 30% среднего дохода и соответствует данным работы (Rofman et al., 2014). Начиная с 2003 года, минимальный уровень пенсии растёт в соответствии с темпами, указанными в этой статье. Далее мы используем модель для оценки эффективности этой меры.

Таблица 2 Параметры пенсионной системы, источники:(Rofman et al.,2014, p.50), (Gill et al., 200, Table 2.1).

	Обозначение	До реформы	После реформы
Минимальный стаж для права на пенсию, лет	e_{min}	20	30
Возраст выхода на пенсию, лет ⁴	ρ	40	45
Ставка взносов в традиционной пенс. системе	δ^1	0,26	0,27
Ставка взносов на распределительную часть в смешанной системе	δ^0	-	0,16
Ставка взносов на накопительную часть в смеш. системе	β	-	0,11

Значения доходности пенсионных вкладов установлены на основе данных из (Musalem et al., 2012, Tab.8) с учетом комиссий частных пенсионных фондов. Данные не полны, поэтому мы подстраивали эти значения в узких пределах так, чтобы учесть их вероятную динамику (в частности, снижение доходности в период экономического спада 1998-2000 гг. в Аргентине) и одновременно обеспечить снижение критерия (12). Таким образом, эти параметры в определенной мере также играли роль настроечных.

4 . Мы предполагаем, что индивиды появляются в модели в возрасте входа на рынок труда, который для Аргентины принят равным 15 лет, так что установленный в модели пенсионный возраст эквивалентен 55 годам до реформы и 60 годам после — именно так менялся пенсионный возраст для мужчин в ходе реформы 1994 г.

Таблица 3 Динамика доходности пенсионных накоплений, источник: расчет на основе данных (Musalem et al., 2012, Table 8) о средней ставке доходности и (Gill et al., 2005 Table 2.1) о размере комиссий частных пенсионных фондов.⁵

t	v_t
1994	0.0261
1995	0.03181
1996	0.03181
1997	0.03181
1998	0.0305
1999	0.02856
2000	0.027
2001	0.02615
2002	0.02615
2003	0.02615
2004	0.0262
2005	0.02639
2006	0.02649
2007	0.0266
2008	0.02674

Величины индивидуальных дисконтов настраивались при помощи описанного выше алгоритма. Их результирующие значения приведены в Таблице 4.

⁵ Начальное значение получено путем расчета внутренней ставки доходности пенсионных накоплений с учётом комиссий при участии в системе на протяжении 45 лет.

Таблица 4 Индивидуальные коэффициенты дисконтирования $r(i_q)$.

i_q	$r(i_q)$
1	0.053291
2	0.035675
3	0.019782
4	0.013309
5	0.012984
6	0.012932
7	0.012895
8	0.012876
9	0.012645
10	0.012598

Источник: расчет на основе модели (минимизация отклонения от фактических траекторий).

Результаты моделирования приведены на Рис. 1: это траектории коэффициентов участия для пяти доходных групп, полученные на модели с указанными параметрами по итогам калибровки индивидуальных дисконтов; пунктиром обозначены фактические траектории, приведенные в (Rofman, Oliveri, 2012). Отметим, что расчеты первоначально проводились по 10 доходным группам в соответствии с Таблицей 1, а затем путем естественного попарного агрегирования вычислялись траектории для 5 групп.

В качестве численной оценки соответствия модели наблюдаемым значениям приведем значение отклонения (12) в расчете на одну доходную группу и один год, $E' =$

$$\frac{1}{T} \frac{1}{5} \sum_{q,t} \frac{|N_{q,t} - Y_{q,t}|}{N_{q,t}} * 100\%.$$

Для сравнения, приводим также значение усредненного отклонения траекторий, полученных в предварительной версии модели (Даниелян, Полтерович, 2018).

	Значение ошибки E' , в % от факта
Текущая версия модели	15,4
(Даниелян, Полтерович, 2018)	33,2

Как следует из Рисунка 1, модельные траектории соответствуют двум основным стилизованным фактам:

- траектории различаются по доходным группам, при этом уровни участия бедных существенно ниже уровней участия богатых;
- после реформы к 2007 году уровень участия наиболее богатых вырос несмотря на кризис; за тот же период уровень участия наиболее бедных доходных групп снизился.

Рассмотрим, какие механизмы отвечают за такое поведение участников модели и, соответственно, могут объяснить динамику реальных показателей. Разделение траекторий происходит по причине более короткого горизонта планирования богатых по сравнению с бедными. В модели это различие реализовано предположением о невозрастании нормы дисконта с увеличением дохода. По этой причине после реформы богатые заинтересованы в участии в новой системе с накопительной составляющей, в то время как самые бедные – нет. По мере перехода богатых работников в новую пенсионную систему часть их взносов, направляемая на индивидуальные счета, перестаёт поступать в распределительную систему, снижая размер распределительной пенсии и провоцируя постепенное снижение участия бедных в пенсионной системе (уход в тень). По той же причине короткого горизонта планирования, низкодоходные работники отвечают уходом в тень на повышение пенсионного возраста. Повышение пенсионного возраста отодвигает дальше в будущее момент получения пособия, что особенно заметно влияет на их оценку выгоды из-за высокой нормы дисконта.

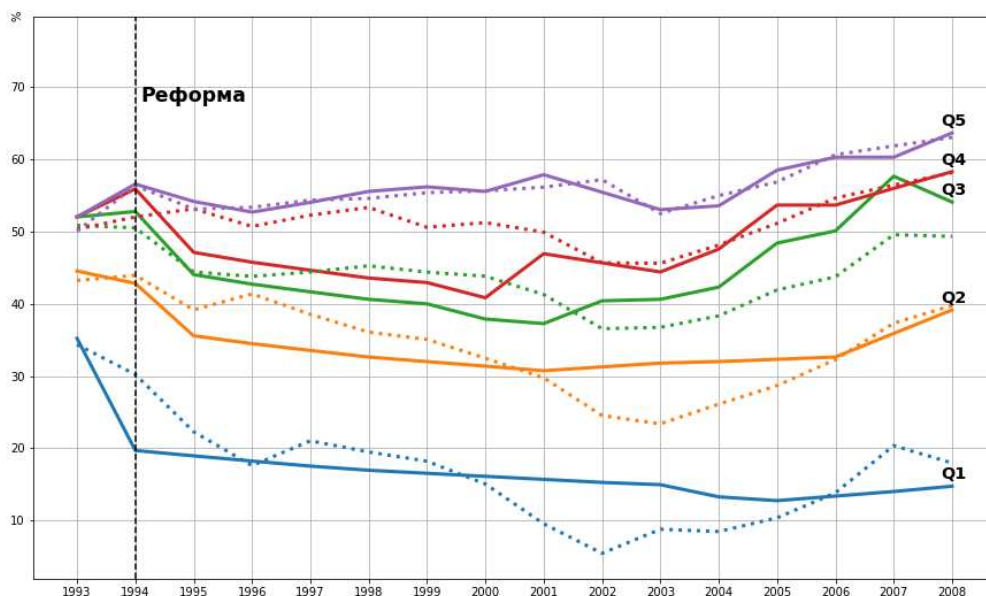


Рис. 1. Результаты моделирования динамики коэффициентов участия по доходным группам (квинтилям Q1-Q5, где Q1 — беднейшие) после реформы 1994 года в Аргентине: сравнение модельной (сплошные линии) и фактической (пунктир) динамики коэффициентов участия, в % . Источник: (Rofman, Oliveri, 2012), расчеты авторов.

7. Альтернативный сценарий: без повышения минимальной пенсии

Чтобы выделить эффект от повышения минимальной пенсии, заложенный в исходный сценарий, мы проводим еще один расчёт, в котором полагаем величину минимальной пенсии неизменной. Результаты приведены в Таблице 5, из которой видно, что модель даёт высокую оценку эффективности этой меры для участников Q1-Q2, отреагировавших на повышение минимальной пенсии, в то время как уровень участия Q3-Q5 в обоих сценариях одинаков. Это ожидаемо и объясняется тем, что наиболее бедные участники получают минимальную пенсию и поэтому чувствительны к повышению, в то время как более богатых работников эта мера не затрагивает.

Таблица 2. Эффект от повышения минимальной пенсии (сравнение с экспериментом без повышения минимальной пенсии), терминальные значения вычисленных уровней участия (к 2007 году) по доходным группам (квинтилям Q1-Q5, где Q1 — беднейшие), в %.

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Текущий сценарий					
<i>с повышением мин.пенсии</i>	14.7	39.2	54.1	58.3	63.7
Альтернативный сценарий без					
<i>повышения мин.пенсии</i>	6.6	34.5	54.1	58.3	63.7

8. Альтернативный сценарий: пониженная доходность пенсионных накоплений

В предыдущем эксперименте богатые работники в отличие от бедных никак не реагировали на изменение. На изменение нормы доходности пенсионных накоплений реагируют богатые. В качестве альтернативного сценария мы умножаем ставки доходности 2003-2007 гг. на 0.99, моделируя таким образом их снижение, результаты приведены в Таблица 3. Конечный уровень участия более богатых работников Q3-Q5 снизился, так как они наиболее чувствительны к изменениям условий в накопительной системе. Снижение уровня Q2 объясняется тем, что падение участия наиболее богатых работников ведёт к снижению доходов не только накопительной, но и распределительной составляющей пенсионной системы. Как следствие, средний уровень пенсий снижается, на что и реагируют работники доходной группы Q2. Наконец, уровень участия работников доходной группы Q1 никак не меняется: они получают минимальную гарантированную пенсию, поэтому на их заинтересованность не влияет ни снижение доходности накоплений, ни падение среднего уровня пенсий.

Таблица 3. Понижение доходности пенсионных накоплений на 1% в 2003-2007 гг., терминальные значения вычисленных уровней участия (к 2007 году) по доходным группам (квинтилям Q1-Q5, где Q1 — беднейшие), в %.

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Текущий сценарий	14.7	39.2	54.1	58.3	63.7
Альтернативный сценарий с понижением доходности пенсионных накоплений	14.7	33.3	48.2	52.4	56.5

9. Альтернативный сценарий: более слабое повышение пенсионного возраста

Оценим влияние повышения пенсионного возраста на уровень участия в пенсионной системе. Для этого смоделируем ситуацию, в которой пенсионный возраст был бы повышен не на 5 лет, как это было в действительности в 1994 году, а на меньшее число лет. Запускаем модель, устанавливая параметр повышения пенсионного возраста последовательно равным $n = 4, 3, 2, 1$. Как и в предыдущих экспериментах, мы рассматриваем итоговые уровни участия, складывающиеся в системе к концу её работы в 2007 году. Результаты приведены в Таблице 7. Модель показывает отрицательную связь между величиной повышения пенсионного возраста и уровнем участия. Это ожидаемый результат, так как при прочих равных работник получает выплаты позже, что при дисконтировании делает их менее ценными, а также получает пенсионные выплаты в течение меньшего числа лет, что снижает суммарную величину полученных выплат из распределительного фонда. Таким образом, модель демонстрирует, что при более слабом повышении пенсионного возраста уровень участия мог бы быть выше, что, вероятно, было бы лучше с точки зрения общей устойчивости пенсионной реформы. Вместе с тем, в

Таблица 4 Итоговые модельные уровни участия (2007 г.) при повышении пенсионного возраста на $n = 5$ лет (базовый сценарий) и $n=4, \dots, 1$ лет (альтернативные сценарии), в %.

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
n = 5	14	36	58	56	60
n = 4	15	43	62	62	68
n = 3	15	49	62	65	69
n = 2	17	53	63	70	68
n = 1	18	56	73	72	71

поведении участников Q5 наблюдается несколько странный эффект: при переходе от $n=3$ к $n=2$ их уровень участия снижается, оказываясь ниже, чем для Q4, аналогичное

соотношение имеет место и для $n=1$. Возможно, это связано с тем, что при увеличении уровней участия доходных групп ожидаемая пенсия, исчисляемая по нашему алгоритму, может снизиться, что особенно сказывается на наиболее богатых.

10. Заключение

В данной работе была предложена модель пенсионной реформы с гетерогенными работниками и неформальным сектором. Работники в модели различаются по уровню дохода, и предполагается, что дисконт будущего потребления убывает с ростом дохода. Модель позволяет учесть возможное уклонение от уплаты взносов. В ней реализована достаточно гибкая параметризация пенсионной системы, позволяющая рассматривать переход как к чисто накопительной, так и к смешанной пенсионной системе. Данная постановка использована нами для изучения феномена снижения численности плательщиков пенсионных взносов, наблюдавшегося в странах Латинской Америки и Центральной и Восточной Европы после волны пенсионных реформ 1990-2000-х гг. Мы калибруем ненаблюдаемые параметры модели, используя данные о реформе Аргентины 1994 года.

Результаты расчетов демонстрируют качественное сходство с наблюдаемой динамикой. Падение уровня покрытия максимально для наиболее бедных работников, причем с ростом уровня дохода величина падения сокращается.

Из проведенного анализа следуют важные рекомендации, которые следует учитывать при введении накопительных систем. Во-первых, ставку отчислений в накопительную систему следует наращивать постепенно, чтобы избежать дефицита распределительного пенсионного фонда из-за перехода состоятельных работников в смешанную систему и падения уровня участия менее богатого населения. Во-вторых, сдержать рост теневого сектора можно за счет дополнительных мер поддержки участия наиболее бедных работников, например, за счет повышения минимальной пенсии. Очень важно обеспечить достаточную доходность пенсионных накоплений: наиболее богатые работники чувствительны к этому показателю и при его снижении уйдут из системы; их привлечение, напротив, является залогом финансовой успешности и устойчивости реформы. Большое значение имеет выбор благоприятного момента для начала реформы, она ни в коем случае не должна проводиться в периоды резкого экономического спада. Системный учёт всех рекомендаций подразумевает разработку проекта реформы, учитывающего издержки осуществляемого институционального преобразования (Даниелян, Полтерович, 2019).

Предложенная модель может быть существенно улучшена. В частности, необходимо более детально учесть пенсионные правила до и после реформы, в том числе, зависимость размера пенсии от стажа. Следовало бы более детально отразить факторы, определяющие возможности ухода в тень, особенности налогообложения и т. п. Целесообразным представляется введение в модель некоторой «инерционности», ограничивающей скорость перемещения работников между пенсионными системами и между формальным и теневым секторами. Следует также усовершенствовать модель работника, предусмотрев возможность сбережений, не связанных с пенсией.

Было бы крайне желательно получить необходимую информацию с тем, чтобы использовать предложенный подход для анализа и проектирования российских пенсионных реформ.

Литература

Борисов К., Сурков А. (2007). Модель перекрывающихся поколений с двусторонним альтруизмом. Экономико-математические исследования: математические модели и информационные технологии. Т. VI. С. 45-60.

Гурвич Е., Сони́на Ю. (2012). Микроанализ российской пенсионной системы// Вопросы экономики. № 2. С. 27-51.

Даниелян В.А. (2016). Индивидуальные детерминанты пенсионного возраста: обзор исследований // Вестник Института экономики РАН. № 3. С. 171-202.

Даниелян В., Полтерович В. (2018). Модель пенсионной реформы с гетерогенными участниками и неформальной занятостью // Вестник ЦЭМИ РАН. № 3.

Даниелян В., Полтерович В. (2019). Приключения пенсионной реформы в России: где ошибки? Журнал Новой экономической ассоциации. № 2 (42). С. 186-194.

Клепикова Е.А. (2013). Моделирование предложения труда российских граждан пенсионного возраста на панельных данных РМЭЗ. В сб.: "Сборник лучших выпускных работ 2012". Москва: Изд. дом НИУ ВШЭ. С. 365-395.

Полтерович В.М. (2012). Проектирование реформ: как искать промежуточные институты. Montenegrin Journal of Economics. Т. 8. № 3.

Attanasio, Orazio P., Costas Meghir, and Andres Otero (2011). Formal Labor Market and Pension Wealth: Evaluating the 2008 Chilean Pension Reform. Institute for Fiscal Studies. Working paper.

http://www.homepages.ucl.ac.uk/~uctpjrt/Files/Attanasio%20Meghir%20Otero_032011.pdf

Durán V. (1993). La evasión en el sistema de seguridad social argentino. CEPAL.

Gill I., Packard T., Yermo J. (2005). Keeping the promise of social security in Latin America. Stanford University Press.

Gustman A., Steinmeier T. (1986). A structural retirement model. National Bureau of Economic Research Cambridge. Mass., USA.

Joubert C. (2015) Pension design with a large informal labor market: Evidence from Chile. *International Economic Review*. Vol. 56, 673-694.

Musalem A., Pasquini R. (2012). Private pension systems: cross-country investment performance. SP Discussion Paper. The World Bank.

Naczyk M., Domonkos S. (2015). The financial crisis and varieties of pension privatization reversals in Eastern Europe. *Governance*. Vol. 29.

Rofman R. et al. (2000). The pension system in Argentina. Six years after the reform. SP Discussion paper No. 0015, World Bank.

<https://documents1.worldbank.org/curated/en/236851468742833617/pdf/multi0page.pdf>

Rofman R., Oliveri M. L. (2012). Pension coverage in Latin America: trends and determinants. *Social Protection and Labor Policy and Technical Notes*. The World Bank.

Rofman R., Apella I., Vezza E. (2014). Beyond Contributory Pensions: Fourteen Experiences with Coverage Expansion in Latin America. World Bank Publications.

Sales A. (2008) Reforma al Sistema Integrado de Jubilaciones y Pensiones Argentino // *Seguridad Social*. Vol. 256, 71-92.

Schulthess W., Demarco G. (1993) Sistema de Pensiones en América Latina. Argentina: Evolución del Sistema Nacional de Previsión Social y propuesta de reforma. S.R.V. Impresos S.A. Santiago.

Strulik H. (2012). Patience and prosperity. *Journal of Economic Theory*. Vol. 147, 336-352.

Schulthess W., Demarco G. (1993) Sistema de Pensiones en América Latina. Argentina: Evolución del Sistema Nacional de Previsión Social y propuesta de reforma. S.R.V. Impresos S.A. Santiago.

https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/30134/S331252S386AR_es.pdf?sequence=1

Strulik H. (2012). Patience and prosperity. *Journal of Economic Theory*. Vol. 147, 336-352.

V. A. Danielyan

Central Economics and Mathematics Institute, Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia

V. M. Polterovich

Central Economics and Mathematics Institute, Russian Academy of Sciences; Moscow School of Economics, MSU, Moscow, Russia

Pension reforms and the informal sector: modeling of income groups behavior

Abstract

We improve and investigate a dynamic model of the behavior of the population of agents belonging to different income groups during the transition from a pay-as-you-go to a mixed pension system. The model is based on the assumption that wealthier participants are characterized by a lower rate of income discount, which actually means an orientation toward a longer planning horizon. It provides a satisfactory approximation of the trajectories observed in Argentina after the pension reform of 1993, which is largely similar to the Russian reform of 2002. The model shows that as income increases, the proportion of representatives of the corresponding income group who prefer to "keep in the shadow" should decrease. This pattern is consistent with observations. The model explains why pension reforms in many countries have resulted in an expansion of the shadow sector. The impact of the minimum pension, the rate of return on pension savings and the retirement age on the levels of participation of different income groups in the pension system is studied.

Keywords: pension reform, pay-as-you-go system, fully-funded system, retirement age, minimum seniority, informal sector, participation level

JEL Classification: D02, E02, O43, H55.