

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ НЕРАВЕНСТВА В РАСПРЕДЕЛЕНИИ ДОХОДОВ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ

(THE IMPACT OF INCOME INEQUALITY ON ECONOMIC GROWTH)

ЦЕЛЬ: определить, как дифференциация доходов влияет на уровень выпуска.

Задачи:

1. Обзор теоретических и эмпирических работ; выявление перспективных направлений для проведения собственного исследования.
2. Теоретическое моделирование влияния неравенства в распределении доходов на экономический рост.
3. Эконометрическая проверка наличия воздействия дифференциации доходов на экономический рост.

ОСНОВНЫЕ КАНАЛЫ ПЕРЕДАЧИ ВЛИЯНИЯ НЕРАВЕНСТВА В ДОХОДАХ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ (НА БАЗЕ ОБЗОРА ТЕОРЕТИЧЕСКИХ РАБОТ)



В рамках альтернативных подходов можно рассмотреть вопрос о том, как неравенство в распределении доходов влияет на экономический рост при условии, что 1) уровень образования играет роль сигнала (и не увеличивает уровень производительности в экономике) и 2) кредитные рынки несовершенны.

Таким образом, планируется показать, что есть дополнительный канал, обеспечивающий связь высокого уровня неравенства в распределении доходов с темпами экономического роста, – сигнализирование на рынке труда (при несовершенных кредитных рынках).

Базовая работа для моделей данного типа – Spence A.M. (1973) “Job Market Signaling”.

Далее представлен подход к моделированию, который способен учесть влияние неравенства на уровень выпуска в экономике, в которой уровень образования имеет значение только как сигнал.

Общие предпосылки

1. Экономика состоит из агентов двух типов: производительность представителей первого типа равна q_L , второго типа - q_H , $q_H > q_L > 0$.
2. До поиска работы индивид может получить некоторый уровень образования (e), который наблюдаем для работодателя.
3. Уровень образования не влияет на производительность работника.
4. Функция издержек на получение образования $C = C(e, q)$:
 $\frac{\partial C}{\partial e} > 0, \frac{\partial C}{\partial q} < 0, \frac{\partial^2 C}{\partial e^2} > 0, \frac{\partial^2 C}{\partial e \partial q} < 0$ (условие Спенса-Миррлиса).
5. Работодатели идентичны и конкурируют на рынке труда в соответствии с моделью Бертрана (=> зарплата равна предельной производительности).

Далее – конкретизация предпосылок (пример строится по мотивам работы Willen P., Hendel I., Shapiro J. (2004) Educational Opportunity and Income Inequality)

Модель статическая однопериодная.

Численность работников полагается равной 1, из них:

π – доля высокопроизводительных работников ($q = q_H$),

$1 - \pi$ – доля работников с низкой производительностью ($q = q_L$)

Каждый работник в начале периода получает наследство в размере b_j .

Затраты на получение образования

$$C_i = T + k_i e, i=H,L \tag{1}$$

T - плата за обучение

k_i – косвенные затраты на образование (подготовка, доп. учебные материалы, альт. издержки времени); полагаем $k_L > k_H = 0$.

Функционируют кредитные рынки; при этом $r_B > r_L$, r_B - ставка процента по займам, r_L - безрисковая ставка. Схема: часть работников может оплатить обучение полностью, используя наследство, а оставшиеся от наследства средства инвестировать в безрисковые ценные бумаги; оставшаяся часть индивидов для оплаты обучения вынуждена занимать недостающие средства по ставке r_B .

Информация, доступная фирмам: e каждого работника, π , распределение наследства. Ненаблюдаемыми для фирм являются тип отдельного работника (q_H ИЛИ q_L) и размер его наследства. Фирмы конкурируют на рынке труда в соответствии с моделью Бертрана, одновременно предлагая каждому работнику соответствующий контракт:

$$\begin{aligned} w^e &= E(q|education) = E(q|e) \\ w^n &= E(q|no education) = E(q|\pi) \end{aligned} \quad (2)$$

Работники принимают решение об уровне образования до выхода на рынок труда. Это решение зависит от соотношения затрат на получение образования и зарплаты, получаемой при том или ином уровне e .

Запишем уровень дохода в конце периода для работника, не получившего образование:

$$y_i^n = w^n + b_i(1 + r_L) \quad (3)$$

Уровень дохода в конце периода для работника, получившего образование:

$$\begin{aligned} y_i^e &= w^e + (b_i - T - k_i)(1 + r_L), \text{ если } b_i \geq T + k_i \\ y_i^e &= w^e - (T + k_i - b_i)(1 + r_B), \text{ если } b_i < T + k_i \end{aligned} \quad (4)$$

Таким образом, если $y_i^e > y_i^n$, то работник делает выбор в пользу получения образования.

Пока рассматривается только разделяющее равновесие (в дальнейшем планируется провести анализ последствий формирования смешивающего равновесия). Условия формирования разделяющего равновесия (если бы кредитные рынки были совершенны):

- даже если надбавка за квалифицированный труд установится на максимально возможном уровне $q_H - q_L$, работник типа L будет предпочитать инвестиции в безрисковые активы

$$\frac{q_H - q_L}{T + k_L} < 1 + r_L \quad (5)$$

- даже если надбавка за квалифицированный труд будет минимальной, работник типа H предпочтет получать образование:

$$\frac{q_H - \bar{q}}{T} < 1 + r_L \quad (6)$$

В разделяющем равновесии $w^e = q_H$, а w^n определяется исходя из доли агентов типа H , попавших в сектор, где работа не требует образования. Пусть также производительность агента типа H , оказавшегося не в «своем» секторе, снижается и равняется $\rho q_L < q_H$, $\rho > 1$. Также пусть для удобства $q_H = \gamma q_L$, $\gamma > 1$.

Рассмотрим ПФ в двух секторах экономики ($A - advanced$, $B - backward$). Пусть в общем случае выпуск сектора i ($i = A, B$) представляется как $Q_i = Q_i(H_i q_H L_i q_L)$ (то есть как функция от числа и производительности работников разных типов).

Некий частный случай: $Q_A = (1 - \alpha)\pi q_H$, $Q_B = (1 - \pi + \alpha\pi\rho)q_L$

Про α : это доля агентов типа H , не ставших получать образование (причины: 1) бедность ($b_i < T$) и 2) несовершенство кредитных рынков).

При этом $\alpha = P(n|H)$. Можно вычислить, при каких значениях b_i агент типа H не станет получать образование: $w^e - (T + k_i - b_i)(1 + r_B) > w^n + b_i(1 + r_L) \Rightarrow$

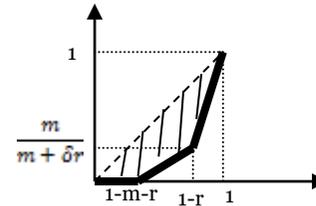
$$b_i > \frac{T(1 + r_B) - (w^e - w^n)}{r_B - r_L} = b^* \quad (7)$$

Тогда $\alpha = P(n|H) = P(b_i < b^*)$. Естественно, α зависит от неравенства в распределении доходов (то есть наследства = первоначального богатства) в экономике.

Можно рассмотреть такую структуру распределения наследства: пусть в экономике есть три класса, условно называемые «бедные», «средний класс» и «богатые»

Характеристики классов:

Название	Доля населения	Доход
«Бедные»	$p = 1 - m - r$	$y_1 = 0$
«Средний класс»	m	$y_2 = T$
«Богатые»	r	$y_3 = \delta T, \delta > 1$



Коэффициент Джини:

$$G = \frac{1}{\mu} \sum \sum (y_i - y_j) p_i p_j = 1 - r - m + \frac{(\delta - 1)mr}{m + \delta r}$$

Увеличение α может быть связано с тем, что (1) p растет, (2) m или r падает. Очевидно, что коэффициент Джини убывает по m (всегда) и по r (в большинстве случаев) и возрастает по δ .

$$\frac{\partial G}{\partial m} = \left[\frac{m^2 + \delta(r^2 + 2mr)}{\delta^2 r^2 + 2\delta mr + m^2} \right] < 0 \text{ при } \forall m$$

$$\frac{\partial G}{\partial r} = \frac{\delta^2 r^2 - \delta m^2 + 2\delta mr + 2m^2}{(m + \delta r)^2} < 0 \text{ при } \forall r, \delta \in (1; 2]$$

$$\frac{m(\sqrt{\delta - 1} - 1)}{\delta}$$

Если $\delta > 2$, то $\frac{\partial G}{\partial r} < 0$ при $r >$

Делаем вывод, что $\alpha = P(n|H) = P(b_i < b^*) = g(G^+)$

Можно рассчитать уменьшение выпуска, обусловленное наличием неравенства в распределении доходов: $\Delta Q = Q(\alpha) - Q(\alpha = 0) = \alpha\pi(\gamma - \rho)q_L$.

Еще один вариант продолжения исследования: принять гипотезу о положительной роли инвестиций в человеческий капитал. Тогда при разделяющем равновесии производительность образованного агента типа H возрастает в θ раз, а $\alpha = P(n|H)$ падает до α^* , т. к. растет максимальная надбавка за квалификацию. Следовательно, $\Delta Q^* = \alpha^*\pi(\theta\gamma - \rho)q_L$.

Эконометрическое моделирование влияния неравенства в распределении на экономический рост

Проблемы формирования выборки

Основное ограничение при формировании выборки - доступность данных о неравенстве в распределении доходов:

- 1) Ежегодная статистика о неравенстве для большинства стран доступна только начиная со второй половины XX века. При этом исследования дифференциации доходов проводились нерегулярно, менялась методология сбора соответствующих сведений, что обостряет проблему сопоставимости данных.
- 2) Даже доступные данные далеко не всегда удовлетворяют основным требованиям, сформулированным Дейнингером и Сквиром (Deiningger, Squire, 1998):
 - база для данных – обследования доходов домохозяйств, а не СНС;
 - должны учитываться все источники доходов или направления расходов;
 - данные должны быть репрезентативными (характеризовать все группы населения).

В связи с этим возникает важный вопрос о критериях отбора данных о неравенстве.

Основной источник данных о дифференциации доходов – это WIID2 версии 2.0с (World Income Inequality Database V2.0с), обнародованная в мае 2008 года.

В базе WIID2 каждому наблюдению соответствует оценка его «качества» по шкале от 1 до 4. Градация наблюдений проводилась на основе следующих критериев:

	Критерий	Расшифровка
1	Доступность сведений о концепции расчета показателя неравенства	Актуален для данных за период 1960-1980 гг

2	Полнота измерения дохода	Соответствует критерию №2 из списка Дейнингера и Сквир
3	Адекватность методологии исследования	Методы исследования должны соответствовать ряду технических требований

=> 4 уровня качества данных

Проблеме сопоставимости данных посвящена статья Ноулса (Knowles, 2005). Вывод: расчеты, основанные на несопоставимых данных, приводят к неверным результатам.

На предварительном этапе выборка получилась неоднородной, так как (а) включает коэффициенты Джини, рассчитанные на основе и валового, и располагаемого, и денежного дохода; (б) состоит из наблюдений, полученных из двух основных источников (данных Европейской Комиссии и LIS - Luxembourg Income Study).

Следовательно, данные необходимо преобразовывать к единому формату. Трансформация проводилась с помощью регрессий, устанавливающих связь между коэффициентами Джини, посчитанными по разным методологиям

Схема преобразования



Пример преобразования

Таблица 1. Модель преобразования данных о неравенстве распределения доходов.

Зависимая переменная - коэффициент Джини по данным Еврокомиссии			
Независимые переменные	Коэффициент	t-статистика	Уровень значимости
Константа	3.912792	1.102918	0.295897
Коэффициент Джини (LIS)	0.775411	7.220188	0.00002857
R^2	0.83905		
N	12		

Таблица 2. Описание контрольных переменных.

Обозначение переменной	Расшифровка	Источник данных
lki	Логарифм доли инвестиций в ВВП	Penn World Tables 6.3
lkc	Логарифм доли потребления в ВВП	

<i>lkg</i>	Логарифм доли государственных расходов в ВВП	The World Development Indicators Database (2009). World Bank
<i>xrat</i>	Среднегодовой валютный курс (обменный)	
<i>lopenk</i>	Логарифм отношения суммы экспорта и импорта к ВВП	
<i>lprim</i>	Логарифм зачисления в начальную школу	
<i>lsec</i>	Логарифм зачисления в среднюю школу	
<i>ltert</i>	Логарифм зачисления в высшие учебные заведения	

16	Португалия	1995	2006
17	Турция	2002	2003
18	Финляндия	1985	2006
19	Франция	1995	2006
20	Швеция	2004	2006

Итог: была сформирована несбалансированная панель, включающая данные по основным и контрольным переменным для 20 стран ОЭСР за период с 1980 по 2006 гг. Данные о неравенстве в распределении доходов надежные и приведены к сопоставимому виду.

Таблица 3. Описательные статистики для переменных

Переменная	N	Ср. значение	Станд. Откл.	Минимум	Максимум
country	540	10.5	5.771628	1	20
year	540	1993	7.796103	1980	2006
gini	205	29.97779	6.263103	20	54.65451
xrat	205	2.684828	8.248448	.0233412	70.195
rgdpch	205	28284.31	11908.25	5609.436	78672.14
kc	205	66.37386	8.086338	39.69492	79.42012
kg	205	9.674946	2.920123	2.677438	20.81182
ki	205	21.44149	4.747681	5.268096	42.33028
openk	205	84.73259	52.79073	20.78073	309.1833
prim	322	98.16629	19.58736	34.56234	166.5452
sec	293	73.25573	33.54102	3.311626	114.8879
tert	274	36.60716	23.25077	1.129872	97.9755

Таблица 4. Список стран и временных промежутков, для которых доступны данные о коэффициенте Джини

1	Австрия	1987	2006
2	Бельгия	1995	2006
3	Болгария	1992	2006
4	Великобритания	1995	2006
5	Германия	1992	2006
6	Греция	1995	2006
7	Дания	1987	2006
8	Исландия	2004	2006
9	Ирландия	1995	2006
10	Испания	1995	2006
11	Канада	1980	2000
12	Люксембург	1995	2006
13	Мексика	1989	2005
14	Нидерланды	1995	2006
15	Норвегия	2003	2006

Результаты

Важно: можно предполагать, что есть не только влияние дифференциации доходов на выпуск, но и обратное воздействие (гипотеза Кузнеца) => нельзя оценивать регрессию, в которой текущее неравенство влияет на текущий уровень выпуска (т.к. в этом случае $E(\epsilon|x) \neq 0$). Следовательно, полученные МНК-оценки, даже если они высоко значимы, не будут характеризоваться состоятельностью и отражать причинный эффект действия неравенства в распределении доходов на экономический рост.

Два варианта решения:

Один из способов обхода проблемы эндогенности – исследовать влияние на выпуск в год t не текущего уровня неравенства, а степени дифференциации доходов в предыдущий период $t-1$. В этом случае задача исследования влияния текущего уровня неравенства на уровень выпуска заменяется на другую, но при этом пропадает необходимость рассмотрения проблемы эндогенности.

Второй подход – это использование инструментальных переменных. В качестве инструментальных могут использоваться переменные, удовлетворяющие двум условиям:

- условию некоррелированности ошибок и инструментов («валидности» инструментов): $E(\epsilon|x) = 0$;
- условию коррелированности инструментов и регрессоров (релевантности инструментов).

1. Модель влияния неравенства в доходах на уровень выпуска с запаздыванием.

Таблица 5. Результаты оценивания модели объединенной регрессии (зависимая переменная – $lgdp$)

Независимые переменные	Модель объединенной регрессии		
	(1-a)	(1-b)	(1-c)
<i>lgini1</i>	0.027 (1.04)	-0.9484 (-11.06)***	-0.9568 (-10.88)***
<i>lki1</i>		1.0936	1.1027

		(11.52)***	(11.38)***
<i>lopenk</i>		0.2373 (4.32)***	0.2536 (4.30)***
<i>xrat</i>			-0.00078 (-0.24)
<i>lsec1</i>			-0.0123 (-0.82)
N	204	204	204
R^2	0.0053	0.4743	0.4764
R^2_{adj}	0.0004	0.4665	0.4632
$F_{тест}$	1.08	60.16***	36.03***

Таблица 6. Результаты оценивания модели с фиксированными эффектами

Независимые переменные	Модель с фиксированными эффектами		
	(2-a)	(2-b)	(2-c)
<i>lgini1</i>	0.0272 (4.19)***	-0.1099 (-4.25)***	-0.0978 (-3.85)***
<i>lki1</i>		0.1307 (6.09)***	0.1165 (4.16)***
<i>lopenk</i>		0.4563 (14.82)***	0.4693 (13.27)***
<i>xrat</i>			-0.0163 (-2.55)**
<i>lsec1</i>			0.00665 (2.19)**
N	204	204	204
R^2	0.9586	0.9845	0.9855
R^2_{adj}	0.9541	0.9826	0.9835
$F_{тест}$	17.55***	115.85***	76.14***
R^2 within	0.0875	0.6575	0.6802
R^2 between	0.0296	0.2917	0.0597
R^2 overall	0.0053	0.1937	0.1153
ρ	0.9609	0.9794	0.9867
F-тест	221.83***	312.84***	330.61***

Таблица 7. Результаты оценивания модели со случайными эффектами

Независимые переменные	Модель со случайными эффектами		
	(3-a)	(3-b)	(3-c)
<i>lgini1</i>	0.0273 (4.22)***	-0.118 (-4.4)***	-0.112 (-4.23)***
<i>lki1</i>		0.1401 (4.73)***	0.1327 (4.57)***
<i>lopenk</i>		0.455 (14.4)***	0.437 (12.73)***

<i>xrat</i>			-0.0034 (-0.78)
<i>lsec1</i>			0.00736 (2.33)**
N	204	204	204
R^2 within	0.0875	0.6574	0.6727
R^2 between	0.0296	0.2975	0.2494
R^2 overall	0.0053	0.1988	0.1848
ρ	0.9620	0.9603	0.9665
Тест Хаусмана (Prob)	0.7583	1	0.0134
LM тест Бреуша-Пагана (Prob)	0.0000	0.0000	0.0000

Таблица 8. Характеристика предсказанных значений зависимой переменной, фиксированных эффектов и ошибок регрессии.

Переменная	N	Ср. знач.	Станд. откл.	Min	Max
<i>gdp_fe</i>	204	10.14221	.281265	8.999583	10.89535
<i>feff</i>	204	-3.35e-09	.4926755	-1.4012	1.457505
<i>eeff</i>	204	-9.13e-11	.0621177	-.2122135	.2639216

Таким образом, для выборки из 20 развитых стран в период с 1980 по 2006 гг. было установлено наличие отрицательного влияния неравенства в распределении доходов на уровень выпуска. Тем не менее это влияние происходит с лагом в один год, а хотелось бы установить, как текущий уровень дифференциации доходов влияет на выпуск в данном году.

2. Оценка модели, включающей инструментальные переменные

Выбор инструментальных переменных

Как уже говорилось, инструментальная переменная должна хорошо коррелировать с эндогенным регрессором, но при этом не коррелировать с остатками модели. Иногда в качестве инструментальной переменной используется лагированное значение инструментального регрессора.

Часто для определения того, подходит ли инструментальная переменная, обращают внимание на F-статистику IV-регрессии, включающей только одну эту переменную. В работе Стока (Stock et al., 2002) предлагается использовать правило, согласно которому значение F-статистики, большее 10 считается критерием того, что инструментальный сильный.

Для неравенства в распределении доходов в качестве инструмента использовался показатель открытости экономики. В соответствии с теоретическими моделями, глобализация и рост открыто-

сти экономик во второй половине XX века стали причинами существенного роста дифференциации доходов внутри стран. Поэтому переменная, характеризующая открытость экономики, на данном этапе представляется подходящим инструментом. Для характеристик уровня человеческого капитала в качестве инструментов можно предложить их лагированные значения.

Результаты оценивания модели, не учитывающей панельную структуру данных

F-статистика для IV-регрессии, где эндогенной переменной является коэффициент Джини, а инструментом – открытость экономики, равна 18.11. F-статистика в регрессии, где инструментируется уровень зачисления в среднюю школу, составляет 36.86. Таким образом, оба инструмента можно считать сильными.

Таблица 9. Характеристики IV-регрессии, не учитывающей панельную структуру данных

Зависимая переменная – lgdp				
Регрессоры	lgini	lsec	lki	xrat
Коэффициенты	-2.3206	0.2219	0.9779	-0.0076
t-статистика	(-2.5)**	(2.11)**	(7.86)***	(-2.03)**
F-статистика	23.5***	Инструментируемые переменные: lgini, lsec Инструменты: lopenk, lsec1, lki, xrat		
R ²	0.4640			
R ² _{adj}	0.4497			

Важно проверить, нет ли гетероскедастичности в остатках модели. В случае ее обнаружения для получения состоятельных оценок следует провести оценивание модели с инструментальными переменными обобщенным методом моментов. Проверка на гетероскедастичность осуществлялась с помощью встроенной в программу Stata команды ivhetttest.

Ни один из тестов не дает оснований предполагать наличие гетероскедастичности.

Кроме того, следует провести тест, проверяющий расхождение в величине коэффициентов обычной регрессии и модели с инструментальными переменными. С этой целью применяется стандартный тест Хаусмана, результаты которого – в таблице 10.

Таблица 10. Результаты теста Хаусмана, сопоставляющего коэффициенты обычной модели с параметрами IV-регрессии

	(b) IV	(B) OLS	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
lgini	-2.320612	-1.606223	-.7143891	.9106704
lsec	.2219381	.0771393	.1447988	.0943449
lki	.9778588	1.006988	-.0291293	.0548084
xrat	-.0076232	-.0059539	-.0016694	.0019113
_cons	14.09441	12.20617	1.888245	3.30002

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

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\chi^2(5) = (b-B)' [(V_b-V_B)^{-1}] (b-B) = 4.01$$

Prob>chi2 = 0.5487

Тест Хаусмана утверждает, что различия в коэффициентах модели не носят систематического характера. Следовательно, применение двухшагового и обычного МНК приводит к одинаковым результатам.

Построение IV-регрессии с фиксированными эффектами

При построении модели с фиксированными эффектами промежуточная регрессия, оценивающая зависимость эндогенной переменной от инструментальной, также строится на основе within-преобразования. Поэтому нужно заново оценивать, насколько сильным является инструмент.

Из таблицы 11 видно, что открытость экономики в данном случае является слабым инструментом для уровня неравенства в распределении доходов и не может использоваться при построении модели (F-статистика составляет всего 0.4).

Таблица 11. Результаты промежуточного оценивания зависимости коэффициента Джини от уровня открытости экономики.

First-stage within regression

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	205		
Group variable (i): country	Number of groups	=	20		
R-sq: within	=	0.0022	Obs per group: min	=	2
between	=	0.1925	avg	=	10.3
overall	=	0.0819	max	=	21
corr(u_i, Xb)	=	-0.3311	F(1,184)	=	0.40
			Prob > F	=	0.5279

lgini	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lopenk	.0137855	.0217973	0.63	0.528	-.0292193 .0567902
_cons	3.32267	.0938375	35.41	0.000	3.137534 3.507805

F test that all u_i=0: F(19, 184) = 113.86 Prob > F = 0.0000

Следовательно, необходима доработка модели.

Дальнейшие этапы работы

1. Построение теоретической модели, учитывающей вклад сигнализирующей роли образования на рынке труда во влияние неравенства в доходах на уровень выпуска.
2. Продолжение эконометрического исследования (подбор инструментальных переменных, анализ разных каналов влияния неравенства на экономический рост).

Краткий список использованной литературы

1. **Aghion P., Caroli E., Garcia-Pecalosa C.** (1999): Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories // *J. of Econ. Lit.* Vol. 37. № 4.
2. **Barro R. J.** (2000): Inequality and Growth in a Panel of Countries // *J. of Econ. Growth.* Vol. 5. № 1.
3. **Deininger K., Squire L.** (1998) New ways of looking at old issues: Inequality and Growth. *Journal of development economics*, 57.
4. **Knowles S.** (2005): Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data. *Journal of Development Studies*, 41: 1, 135 – 159
5. **Spence, A. Michael.** (1973), “Job Market Signaling,” *Quarterly Journal of Economics*, 87(3) Aug., 355-374.
6. **Stock J., Wright J., Yogo M.** (2002): A survey of weak instruments and weak identification in generalized method of moments. *Journal of Business and Economic Statistics* 20 (4), 518–529.
7. **Willen P., Hendel I., Shapiro J.** (2004) Educational Opportunity and Income Inequality. NBER Working Paper 10879, <http://www.nber.org/papers/w10879>