

ПОЛИТИКА РЕФОРМ, НАЧАЛЬНЫЕ УСЛОВИЯ И ТРАНСФОРМАЦИОННЫЙ СПАД*

П. К. Катышев, В. М. Полтерович

© 2006 г.

(Москва)

Выдвигается и аргументируется гипотеза о том, что масштабы трансформационного спада в переходных экономиках в последнем десятилетии XX в. определялись не только предрейформенными начальными условиями, но и политикой приватизации. Приведены результаты регрессионных расчетов, подтверждающие эту гипотезу. Показано, что потери ВВП за 9 лет после начала реформ были тем больше, чем радикальнее осуществлялась приватизация в начале реформ. Расчеты показывают также, что правительства выбирали начальные темпы либерализации цен и внешней торговли, учитывая начальные условия. Этим, возможно, объясняется тот факт, что в регрессиях темпы либерализации оказываются незначимыми.

REFORM POLICIES, INITIAL CONDITIONS, AND TRANSFORMATIONAL RECESSION

Pavel Katyshev and Victor Polterovich

(Moscow)

In this paper we formulate and substantiate a hypothesis that the magnitude of the transformational recession in transition economies in the last decade of 20th century was determined not only by initial pre-reformed conditions but also by privatization policies. Results of regression analysis that confirm this hypothesis are presented. It is shown that GDP decline during the first 9 years of reforms was the greater the more radical was privatization at the start of reforms. Our calculations also demonstrate that governments selected the starting speed of price and foreign trade liberalization taking into account initial conditions. This observation may explain the non-significance of the speed of liberalization in the regressions.

1. ВВЕДЕНИЕ

В конце XX в. около тридцати бывших социалистических стран отказались от системы централизованного планирования и осуществили глубокие институциональные преобразования, чтобы построить рыночную, более эффективную экономику. Почти все они – за исключением Китая и Вьетнама – испытали сильнейший спад производства. Даже в таких наиболее подготовленных восточно-европейских странах, как Чехия и Венгрия, глубина спада составила, соответственно, 13 и 18% ВВП. Многие бывшие республики Советского Союза

* Статья отражает результаты исследований, начатых в 2001 г. в рамках исследовательской программы Российской экономической школы.

потеряли более 50% ВВП и до сих пор, по прошествии 13–15 лет после начала реформ, не восстановили дореформенный уровень производства. Явление трансформационного спада (термин введен Я. Корнаи (Kornai, 1994)) породило значительный поток работ, как теоретических, так и эконометрических. Основная задача состояла в выяснении причин трансформационного спада и факторов, определявших динамику ВВП в разных странах. На начальном этапе исследований доминировала концепция «шоковой терапии», согласно которой для минимизации потерь следует как можно быстрее перейти к свободным ценам, либерализовать внешнюю торговлю и приватизировать государственные предприятия. Справедливость этой концепции, казалось бы, подтверждалась эконометрическим исследованием (Melo, Denizer, Gelb, 1995), где впервые для переходных экономик был предложен и исчислен интегральный индекс либерализации, предназначенный для измерения глубины институциональных преобразований. Однако очень скоро обнаружилось, что в объяснении спада не менее значимую роль, чем скорость либерализации, играют специфические для каждой страны начальные условия. Более того, некоторые эконометрические расчеты показывали, что динамика ВВП определялась исключительно начальными условиями, а политика реформ вовсе не имела значения. Дискуссия продолжается и по сей день.

В настоящей работе дается обзор и анализ основных результатов, полученных разными авторами при обработке эмпирических данных с тем, чтобы прояснить природу противоречивых, порой парадоксальных, выводов о движущих силах трансформационного спада. На наш взгляд, неустойчивость результатов возникает вследствие того, что в рассматривавшихся эконометрических моделях не учтено влияние выбора последовательности реформ¹. Ниже выдвигается гипотеза о том, что потери от реформ существенно возрастали, если в самом начале реформ происходили интенсивные процессы приватизации и создания новых финансовых институтов. Регрессионные расчеты показывают, что эта гипотеза не противоречит статистическим данным.

2. ЗАГАДКА ТРАНСФОРМАЦИОННОГО СПАДА: ОБЗОР ЭМПИРИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Одна из первых попыток эконометрического анализа трансформационного спада описана в работе (Melo, Denizer, Gelb, 1995). Различия в темпах падения производства в переходных экономиках авторы объясняют степенью либерализации экономики, достигнутой в результате выбранной политики реформ. Степень либерализации предлагается измерять специальным индексом, исчисляемым для каждого момента времени как средневзвешенное значение индексов либерализации внутреннего рынка (вес 0.3), внешнего рынка (вес 0.3) и

¹ На абстрактном уровне проблема выбора последовательности реформ детально обсуждается в монографии Roland (2000).

уровня приватизации (вес 0.4). Первая компонента индекса отражает либерализацию внутренних цен и отмену государственной монополии на продажу товаров, вторая компонента учитывает ликвидацию контроля над экспортом, замену импортных квот на тарифы, снижение уровня тарифов и степень конвертируемости валюты. Третья компонента зависит от доли приватизированных мелких и крупных предприятий, а также от уровня завершенности банковской реформы. Индексы построены на базе экспертных оценок и данных из (Transition Report, 1994). В работе получена следующая регрессия

$$y = -9.1 + 2.6 L - 0.54x_0 - 6.5 W, \quad (1)$$

где y – средний темп роста реального ВВП за 6 лет с 1989 по 1994 гг., L – сумма индексов либерализации за 6 лет (в данном контексте это эквивалентно среднему индексу либерализации), x_0 – душевой доход в 1989 г., W – бинарная переменная, равная единице, если страна оказалась втянутой в военный конфликт, и нулю – в противном случае. В уравнении (1) кумулятивный индекс либерализации L положительным и значимым образом влияет на средний темп роста. Отсюда авторы заключают, что скорейшая либерализация была оптимальной стратегией перехода к рынку².

Модель имеет четыре очевидных недостатка. Во-первых, она не учитывает дореформенные институциональные различия и ряд других начальных параметров, существенно влиявших на траектории переходных экономик. Во-вторых, она не объясняет причин трансформационного спада, а фактически предполагает, что при отсутствии реформ (т.е., при $L = 0$) резкое падение производства неизбежно. В-третьих, модель не содержит показателя скорости реформ; высокое значение индекса либерализации могло быть достигнуто за счет начального состояния при относительно медленном реформировании экономики. В-четвертых, модель неявно предполагает, что все страны начали реформы одновременно – в 1989 г., – что не соответствует действительности. Менее очевиден пятый недостаток: модель не учитывает обратной зависимости индекса либерализации от экономического роста. В последующей серии работ авторы стремились исправить, по крайней мере, некоторые из перечисленных недостатков модели (1).

В работе (Fisher, Sahay, Vegh, 1996) рассматривалась зависимость прироста ВВП с 1992 по 1994 гг. от кумулятивного индекса либерализации, душевого дохода в 1991 г., дефицита государственного бюджета и отношения экспорта в страны СЭВ к ВВП в 1992 г. Кроме того, в качестве регрессора использовалась фиктивная переменная, отражавшая наличие режима фиксированного обменного курса. Здесь, таким образом, начальные условия учтены более детально, чем в (1). Тем не менее, влияние кумулятивного индекса либерализации на рост снова оказывается значимым и положительным. Несколько иначе учтены начальные ус-

² Аналогичный вывод содержится в работе (Sachs, 1996), где оценивалась зависимость выпуска в 1995 г. от несколько иначе исчисляемого индекса либерализации.

ловия в статье (Aslund, Boone, Johnson, 1996), где, наряду с кумулятивным индексом либерализации, авторы используют в качестве регрессоров фиктивные переменные, отражающие принадлежность страны к рублевой зоне и ее вовлеченность в военные конфликты. При этом кумулятивный индекс либерализации оказывается незначимым.

В статье (Krueger, Ciolko, 1998) в качестве начальных условий принято три индикатора: отношение экспорта к ВВП, подушевой ВВП и фиктивная переменная для бывших республик Советского Союза. Обнаружено, что кумулятивный индекс либерализации не значим, и более того, в некоторых вариантах расчета соответствующий коэффициент отрицательный. Авторы приводят аргументы в пользу гипотезы, согласно которой кумулятивный индекс либерализации зависит от темпов роста ВВП на предшествующих стадиях, и показывают, что тест Хаусмана не отвергает ее.

В отличие от рассмотренных работ, статья (Heubeu, Murrell, 1999) является попыткой исправить все перечисленные выше недостатки модели (1). Предлагаемая модель включает два уравнения. Согласно первому, средний рост реального ВВП за первые четыре года реформ является линейной функцией скорости реформ, уровня либерализации в предстартовый год, отношения экспорта в страны СЭВ к ВВП в начале реформ и среднего темпа роста ВВП за два года, предшествовавших реформам. Скорость реформ определяется как средний прирост индекса либерализации за рассматриваемый период. Согласно второму уравнению, скорость реформ зависит от среднего темпа роста ВВП, начального уровня либерализации, начальной доли промышленности в ВВП и начального индекса политической свободы. Используя трехшаговый метод наименьших квадратов, авторы показывают, что скорость реформ существенно зависит от темпа роста, в то время как обратная зависимость незначима, и рост определяется исключительно начальными условиями. Авторы, однако, избегают заключения об отсутствии влияния скорости реформ на темп роста ВВП. Незначимость коэффициента при показателе скорости реформ в уравнении роста они объясняют наличием двух противоположных тенденций: выигрыша в результате возникновения новых фирм, с одной стороны, и издержек преобразования государственного сектора, с другой. Статья (Heubeu, Murrell, 1999), препринтные варианты которой стали известны уже в 1997 г., явилась вызовом взглядам на реформы, наиболее распространенным в те годы среди экспертов МВФ и Всемирного банка. Ряд последовавших затем публикаций нередко содержат прямую полемику с этим исследованием.

В работе (Melo et al., 1997) сделана попытка исправить недостатки работы тех же авторов 1995 г. Здесь основное внимание уделено роли начальных условий, их влиянию на глубину и длительность экономического спада и их взаимодействию с политикой реформ.

В качестве начальных условий авторы выделяют 11 переменных:

– доход на душу населения в 1989 г.;

- степень урбанизации (доля городского населения);
- степень избыточной индустриализации (разность между реальной долей промышленности в ВВП и долей, предсказанной на основе регрессионного анализа, проведенного в работе (Chenery and Syrquin, 1989));
- уровень обеспеченности природными ресурсами (богатые, средние, бедные);
- географическое положение (наличие или отсутствие соседа с развитой экономикой, фиктивная переменная);
- средний темп роста ВВП за пять лет с 1985 по 1989 гг.;
- подавленная инфляция (избыточный «денежный навес»);
- «торговая зависимость от СЭВ» (доля экспорта в страны СЭВ);
- относительное превышение цены доллара на черном рынке к официальному курсу доллара;
- наличие институтов государства (категориальная переменная, равная 2 для тех стран, которым не нужно было создавать государственные институты (Польша, Венгрия и т.п.); равная 1 для таких стран, как Словения, Россия и т.п., и равная нулю для бывших республик СССР);
- «рыночная память» (число лет централизованного планирования).

В регрессионном анализе авторы используют не весь набор этих переменных, а применяют метод главных компонент, чтобы уменьшить размерность задачи и избежать проблемы мультиколлинеарности. Оказалось, что вариация зависимых переменных в значительной степени объясняется вариацией первых двух компонент, первая из которых, IC_1 , коррелирована с макроэкономическими искажениями, а вторая, IC_2 , – с начальным доходом, урбанизацией и избыточной индустриализацией. Оценивалась двумерная модель авторегрессии с панельными данными по 28 странам за период 5 лет с 1989 по 1994 гг.:

$$y_{i,t} = a_0 + a_1 IC_{1i} + a_2 IC_{2i} + a_3 L_{i,t} + a_4 L_{i,t-1} + a_5 W_{i,t}, \quad (2)$$

$$L_{i,t} = b_0 + b_1 IC_{1i} + b_2 IC_{2i} + b_3 L_{i,t-1} + b_4 Fr_{i,t} + b_5 W_{i,t}. \quad (3)$$

Здесь $L_{i,t}$ – индекс либерализации экономики i в году t , IC_{1i} и IC_{2i} – первая и вторая главные компоненты, характеризующие начальные условия, $W_{i,t}$ – фиктивная переменная, характеризующая вовлеченность страны в вооруженные конфликты, $Fr_{i,t}$ – индекс политической свободы. Все коэффициенты модели (2), (3) оказываются значимыми, причем $a_3 < 0$, $a_4 > 0$. Таким образом, прирост индекса либерализации в некотором году снижает темп роста в том же году, но в дальнейшем ускоряет рост. Найденное значение a_4 почти вдвое превосходит a_3 . Это позволяет авторам заключить, что лишь очень резкое увеличение индекса либерализации³ может иметь отрицательное совокупное влияние на рост. Авторы показывают также, что связь начальных условий и темпов роста ослабевает со временем.

³ Видимо, впервые отрицательное влияние текущего индекса либерализации и положительное влияние лаггированного индекса было продемонстрировано в статье (Selowsky, Martin, 1997). Аналогичный результат получен в работе (Christoffersen, Doyle, 2000).

Статья (Berg et al., 1999) отличается от других публикаций особым вниманием к проблеме опущенных переменных, отдельным учетом влияния реформ на государственный и частный секторы и радикальностью выводов. Авторы начинают с расчета регрессии по широкому множеству переменных, включая макроэкономические показатели, индексы реформ и начальные условия. В частности, они рассматривают влияние каждого из трех составляющих индекса либерализации. Кроме того, в качестве зависимой переменной исследуется не только темп роста ВВП, но и величина самого ВВП. Последовательно отбрасывая незначимые переменные, авторы приходят к трем моделям. Из их анализа следует, что скорость реформ положительно влияла на рост, причем выгоды от реформ превосходили издержки даже на начальных этапах.

Указанные выводы, однако, не выглядят вполне убедительными, так как достигаются за счет ряда не очевидных допущений и технических приемов. Во-первых, при построении моделей индексы либерализации отбрасывались в последнюю очередь, несмотря на это, не все из них «выжили». Во-вторых, эти индексы считались экзогенно заданными, предположение, которое (как было показано в (Heybey, Murrell, 1999) и ряде других работ) должно было преувеличить их значимость. В-третьих, в состав регрессоров были экзогенно включены текущие макроэкономические переменные, зависящие от политики либерализации. В-четвертых, не были учтены некоторые важные институциональные параметры, характеризующие качество государственного управления, законность и т. п.

Полученные в статье результаты, как признают сами авторы, не всегда легко интерпретировать. Так, оказывается, что прирост инфляции стимулирует рост в государственном секторе, а дефицит бюджета и уменьшение индекса внешней либерализации способствует расширению производства в частном секторе. Чтобы оценить совокупный эффект реформ, авторы вычисляют реакцию модели на начальный прирост всех трех индексов либерализации. При этом результат оказывается положительным. Однако дисперсия оценок темпов роста, полученных путем итераций модели, растет, и результирующие оценки следовало бы подвергнуть тесту на значимость.

В начале статьи, анализируя исходные данные, авторы показывают, что в адекватной модели зависимой переменной следует считать выпуск, а не темпы его роста. Из представленных расчетов следует, что выпуск не зависит от индекса внутренней либерализации, причем выпуск государственного сектора отрицательно связан с текущим значением индекса внешней либерализации, а выпуск частного сектора убывает с увеличением лагированного значения этого индекса. Значения коэффициентов таковы, что весьма вероятна слабая результирующая зависимость выпуска и от индекса внешней либерализации. Однако эти результаты лишь упомянуты. Выводы работы целиком базируются на рассмотрении темпа роста как функции начальных условий и экономической политики.

В работе (Falcetti, Raiser, Sanfey, 2002) уровень реформ R определяется как среднее трех индексов, заимствованных из (Transition Report, 1999): индексов либерализации цен и внешней торговли и индекса малой приватизации.

Начальные условия включают те же 11 показателей, что и в статье (Melo, Denizer, Gelb, 1997), однако из выборки исключены Китай, Монголия и Вьетнам, где реформы следовали иной модели, отличной от остальных переходных экономик. Агрегированный показатель начальных условий I определяется на основе перечисленных индикаторов как первая главная компонента. Кроме того, в отличие от (Melo, Denizer, Gelb, 1997), данная работа учитывает, что реформы в разных странах начинались в разное время. Годом начала реформ считается год «демократической революции», избрания нового правительства. В качестве регрессоров используется показатель F профицита консолидированного государственного бюджета в долях (%) ВВП и индекс гражданских свобод Fr , исчисляемый агентством Freedom House. Авторы рассматривают панельную регрессию

$$y_{i,t} = a_0 + a_1 I_i + a_2 R_{i,t} + a_3 F_{i,t} + a_4 I_i t + a_5 R_{i,t-1} + a_6 t + a_7 t^2, \quad (4)$$

$$R_{i,t} = b_0 + b_1 I_i + b_2 I_i t + a_3 y_{i,t} + a_4 y_{i,t-1} + a_5 Fr_{i,t}. \quad (5)$$

Здесь, как и в (2), $y_{i,t}$ – темп роста реального ВВП (в %) для страны i в период t . Предполагается, что темп зависит от индекса реформ R в текущем и предшествующем году, от текущего профицита и от индекса начальных условий I . Эта последняя зависимость ослабевает со временем t , что учитывается четвертым слагаемым. Кроме того, в (4) включен квадратичный временной тренд. Уровень реформ, в свою очередь, зависит от текущего и предшествующего значения темпа роста ВВП, от начальных условий и текущего индекса гражданских свобод. Оказывается, что в уравнениях (4), (5) все коэффициенты, кроме a_2 , значимы, причем коэффициент a_5 положительный, в то время как коэффициент a_2 отрицательный. Таким образом, подтверждается вывод о том, что уровень реформ положительно влияет на рост со сдвигом в один год. Однако теперь коэффициенты a_2 и a_5 близки по абсолютной величине, так что дополнительный тест не исключил гипотезу об отсутствии совокупного влияния реформ на рост.

Вызывает сомнение правомочность рассмотрения дефицита государственного бюджета как переменной экономической политики. Дефицит зависит от начальных условий, темпов либерализации и темпов роста. Отрицательные последствия шоковой либерализации при плохих начальных условиях во многом определяются неспособностью правительства в этих обстоятельствах собирать налоги из-за непредвиденных изменений цен, интенсификации теневой деятельности и падения производства. Включение дефицита госбюджета в число регрессоров, скорей всего, ведет к недооценке издержек либерализации.

Включение времени в качестве независимой переменной фактически означает отказ от объяснения экономического механизма, вызывающего соответствующие изменения.

Приведенные замечания относятся и к модели, рассмотренной в работе (Merlevede, 2003). Ее главное отличие от (4), (5) состоит в добавлении в уравнение для роста ВВП нелинейного слагаемого, равного нулю, если в текущем периоде индекс реформ увеличивался и пропорционального изменению индекса реформ – в противном случае. Его включение обосновывается наличием дополнительных издержек в случае делиберализации. При этом оказывается, что эти издержки существенно превосходят затраты, связанные с либерализацией. Однако, весьма вероятно, что решения об увеличении или об уменьшении степени либерализации по-разному зависели от результатов реформ, смена политики всегда требует особых оснований. Поэтому, наряду с уравнением типа (5) (или вместо него) следовало бы рассмотреть нелинейную динамику прироста индекса либерализации. Иначе говоря, в модели (Merlevede, 2003) не вполне решена проблема эндогенности.

В работе (Поров, 2000) автор подвергает сомнению тезис о том, что потери перехода от плановой экономики к рыночной определяются темпами либерализации. Примером служит сравнение Вьетнама и Китая, стран Балтии и Узбекистана. Разный уровень падения производства, по мнению автора, вызван различием в начальных условиях и «силе институтов», способности государства обеспечить законность и порядок. Обсуждаются следующие причины «искажений» в экономике, которые необходимо преодолевать в ходе реформ:

- высокие расходы на оборону и, как следствие, – необходимость конверсии. Это почти неизбежно приводит к падению производства на начальном этапе реформ;
- диспропорции в сфере производства, в первую очередь, «сверхиндустриализация» и слабое развитие сферы услуг, торговли, финансового сектора;
- структура внешней торговли: с одной стороны, слабая связь с мировыми рынками, а с другой стороны – высокий уровень кооперации в рамках СЭВ или СССР;
- концентрация производства и слабая специализация предприятий, вынужденных в условиях плановой экономики и тотального дефицита производить широкую номенклатуру изделий.

Автор предлагает интегральный индекс искажений в экономике, учитывающий все перечисленные выше факторы. Приводятся несколько регрессий, в которых зависимой переменной является отношение ВВП в 1996 или 1998 гг. к уровню 1989 г., а в качестве независимых переменных выступают интегральный индекс искажений, уровень душевого реального ВВП в 1987 г., а также факторы, характеризующие «качество» реформ, в том числе, индекс либерализации, уровень инфляции и падения доходов государственного бюджета. Кроме того, в число регрессоров включаются две фиктивные переменные, отражающие принадлежность к бывшему СССР и участие в региональных военных конфликтах, а также отношение индекса законности к индексу демократии. Два основных вывода из эконометрических расчетов состоят в следующем: 1) при включении в число регрессоров индекса искажений

фиктивной переменной участия в военных конфликтах и одного из макроэкономических показателей (инфляции или падения доходов госбюджета) индекс либерализации оказывается незначимым; 2) отношение индекса законности к индексу демократии положительно влияло на рост ВВП. Отсюда следует, что глубина спада определялась, главным образом, начальными условиями и качеством институтов и слабо зависела от политики реформ.

Эконометрические расчеты, представленные в (Navylyshin, Izvorski, Van Rooden, 2000), отличаются от расчетов В. Попова, главным образом, в двух аспектах. Во-первых, используется несколько иной набор начальных условий. Во-вторых, исследуется динамическая модель, где индекс реформ, текущий и лагированный, наряду с инфляцией и правительственными расходами, задаются экзогенно. По неясной причине участие в военных конфликтах не учтено. Коэффициент регрессии при текущем индексе реформ оказывается отрицательным, а при двух лагированных значениях индекса – положительным и большим по абсолютной величине. Отсюда авторы заключают, что скорость реформ положительно влияет на рост ВВП.

Как отмечалось выше, использование индекса реформ и уровня инфляции в качестве экзогенной объясняющей переменной не вполне корректно, поскольку они в значительной мере являются результатом реформ, а значит, зависят от начальных условий. Этот факт был подтвержден эконометрическими расчетами, проведенными в ряде цитированных выше работ (см., в частности (Melo, Denizer, Gelb, 1997)). Аналогичное замечание, видимо, справедливо и для размера правительственных расходов. Подобные регрессии недооценивают роль начальных условий и не вполне адекватно отражают экономическую политику.

3. ПОЛИТИКА РЕФОРМ НЕ ИМЕЕТ ЗНАЧЕНИЯ?

Как видно из приведенного выше обзора, полученные результаты эконометрических расчетов противоречивы, разные спецификации моделей порождают иногда совпадающие, а иногда прямо противоположные выводы. Наиболее правдоподобное заключение состоит в том, что темпы роста в процессе реформ слабо связаны с построенными индексами либерализации. Не только статические, но и динамические модели типа (4), (5) не позволяют избежать этого заключения, поскольку они тоже приводят к неоднозначным оценкам и, кроме того, не описывают каналы влияния управляющих переменных на ход реформ⁴.

Следует ли отсюда, что рост в реформируемых странах не зависит от экономической политики? Подобный вывод выглядит загадочным и нуждается в объяснении. Некоторым обоснованием такого суждения мог бы служить тот факт, что в Восточной Европе и в быв-

⁴ Трудно поверить, что единственным таким каналом было повышение индекса гражданских свобод. Кстати, содержание этого индекса близко к индексу демократизации, увеличение которого, согласно цитированной выше работе В. Попова, отрицательно влияло на рост ВВП.

ших республиках СССР реформы проводились по единому плану, а потому экономическая политика слабо различалась, в то время как начальные условия различались весьма существенно. Но прежде, чем принять этот аргумент, целесообразно исследовать другие возможности. В течение десяти лет основное содержание экономической жизни в двадцати восьми странах состояло в выборе политики реформ. Трудно поверить, что столь интенсивные усилия столь многих и разных сообществ не имели никакого смысла.

Статистика усиливает эти сомнения. Параметры начальных условий, как они определены в цитированных выше работах, не претерпели существенных изменений в предреформенные годы и были совместимы с экономическим ростом. Почти все восточно-европейские страны наращивали производство вплоть до 1988 г. или даже до 1989 г., а спад в республиках СССР начался в 1990–1992 гг., причем дореформенные темпы спада были сравнительно невелики.

Одна из трудностей в исследовании влияния реформ состоит в том, что по времени начало реформ совпало с распадом СЭВ и СССР. Однако и длительность, и глубина спада в разных странах сильно отличаются (табл. 1).

Мы определяем начальный год реформ как первый год после 1989 г., в котором прирост индекса либерализации, согласно (Melo, Denizel, Gelb, 1995), превосходил 0.06. Для большинства стран широкомасштабные программы либерализации были официально объявлены как раз в первые месяцы начального года. Начальные годы реформ и годы завершения спада указаны в табл. 1.

Если все же предположить, что политика реформ влияла на длительность и глубину спада, то приходится задаться вопросом, почему результаты эконометрических исследований оказались столь противоречивыми. Причины могут корениться в упоминавшихся выше методологических недостатках статистических расчетов. Однако более вероятно, что дело в не вполне адекватном описании политики и результатов реформ.

Таблица 1. Годы начала реформ и максимального спада ВВП

Страна	Год начала реформ	Год завершения спада	ВВП в год завершения спада (в % к предстартовому году)	ВВП в год завершения спада (в % к 1989 г.)
Албания	1991	1992	66.8	60.1
Армения	1991	1993	46.9	44.3
Азербайджан	1992	1995	42.2	37.0
Беларусь	1992	1995	65.4	63.4
Болгария	1991	1997	73.2	66.6
Хорватия	1992	1993	81.2	59.5
Чехия	1990	1992	86.9	86.9
Эстония	1990	1994	63.7	63.7
Македония	1990	1995	70.8	70.8
Грузия	1991	1994	27.6	23.4
Венгрия	1990	1993	81.9	81.9
Казахстан	1991	1995	61.4	60.8
Кыргызстан	1992	1995	55.0	53.1
Латвия	1990	1995	51.0	51.0
Литва	1990	1994	54.3	54.3
Молдова	1992	1999	41.2	33.2
Польша	1990	1991	82.2	82.2
Румыния	1990	1992	75.0	75.0
Россия	1992	1998	60.5	55.8
Словакия	1990	1993	75.1	75.1
Словения	1990	1992	79.1	79.1
Таджикистан	1992	1996	32.5	29.8
Туркменистан	1992	1997	62.6	60.7
Украина	1992	1999	44.7	39.3
Узбекистан	1992	1995	81.6	80.5

Источники: Melo, Denizer, Gelb, 1995; Economic Survey of Europe, 2001.

Во всех предшествующих исследованиях в качестве основного показателя качества реформ принимался средний темп роста ВВП за рассматриваемый период. Этот индикатор зависит только от начальных и конечных значений ВВП и не чувствителен к его динамике в

промежуточные годы, имеющей, однако, первостепенное значение. Так, через 9 лет после начала реформ Венгрия опережала Чехию по показателю среднего темпа роста. Венгерский ВВП в 1998 г. составил 98.4% уровня предстартового 1989 г., аналогичный показатель для Чехии равнялся лишь 97.6%. Однако, в Венгрии наблюдался более глубокий и длительный спад, так что средний уровень венгерского ВВП за те же 9 лет составил 88% предстартового уровня против 93% для Чехии. На наш взгляд, среднее значение ВВП за период реформ точнее отражает результаты экономической политики⁵.

Вызывает сомнения корректность описания политики реформ посредством единого индекса. В тех случаях, когда в регрессии включались его составляющие, обнаруживались отличия в знаках их влияния для разных лагов, поэтому эффекты могли погашать друг друга. Аналогичное замечание справедливо и в отношении интегральных индексов начальных условий.

Индексы либерализации не отражают ряда важных аспектов государственной политики. Либерализация обычно ассоциируется с уменьшением вмешательства государства в решения фирм. Однако результаты опроса, проведенного в 1999 г. Европейским банком реконструкции и развития и Всемирным банком по 20 переходным экономикам (Hellman, Schankerman, 2000), не подтверждают это. В анкете задавался вопрос о том, насколько часто правительство вмешивается в решения фирм, касающиеся продаж, цен, занятости, зарплаты, инвестиций. Предлагалось шесть градаций ответа: всегда, обычно, часто, иногда, редко, никогда. Индекс вмешательства государства в решения того или иного типа подсчитывался как доля предприятий, давших один из первых четырех ответов (т.е., иногда или чаще). В каждой стране было опрошено более 120 фирм; в России – 550 фирм.

Некоторые результаты этого исследования представлены в табл. 2. Данные опроса вполне согласуются с макроэкономическими статистическими данными за 1999 г. о доле субсидий и других текущих трансфертов в ВВП (Economic Survey of Europe, 2001, столбец 5).

⁵ Строго говоря, следовало бы при суммировании ВВП за разные годы учитывать дисконт.

Таблица 2. Показатели вмешательства государства в решения предприятий

№	1	2	3	4	5	6
	Страна	Индекс вме- шательства государства	Вмешатель- ство в инве- стиционные решения	Субсидии фирмам	Субсидии и другие трансферты, % ВВП	ВВП в 1999 г., в % к 1989 г.
1	Албания				7.4	95.0
2	Армения	9.0	7.7	4.0		60.5
3	Азербайджан	19.0	23.1	15.6	4.4	46.8
4	Беларусь	52.2	32.6	27.2	18.4	81.4
5	Болгария	17.4	17.0	6.4	13.2	70.6
6	Хорватия	15.8	18.4	14.4	18.4*	77.8
7	Чехия	23.4	23.7	13.9	27.9	94.8
8	Эстония	11.8	10.2	10.7	16.0	79.0
9	Македония				20.0	76.8
10	Грузия	15.4	17.9	6.2	2.8	31.3
11	Венгрия	43.9	37.9	23.3	19.3	99.3
12	Казахстан	25.1	24.7	7.5	8.1	62.6
13	Кыргызстан	26.2	25.9	4.8	2.9	66.2
14	Латвия				21.2	60.1
15	Литва	20.8	15.7	5.5	12.7	63.4
16	Молдова	27.1	17.0	14.4	11.2	33.2
17	Польша	16.4	17.3	11.6	20.4	121.8
18	Румыния	25.1	30.9	6.5	15.4	75.8
19	Россия	21.8	15.9	13.7	15.2	57.8
20	Словакия	54.2	52.2	14.4	22.3	100.5
21	Словения	29.8	23.1	11.5	20.3	105.5
22	Таджикистан	нет данных	нет данных	нет данных	нет данных	33.1
23	Туркменистан	нет данных	нет данных	нет данных	нет данных	74.0
24	Украина	33.2	25.6	4.0		39.3
25	Узбекистан	34.3	28.7	15.2		93.9

Источники: Hellman, Schankerman, 2000; Economic Survey of Europe, 2001.

* Данные за 1998 г.

Как видно из табл. 2, индекс государственного вмешательства в Словакии выше, чем в Беларуси, а в Венгрии выше, чем в Узбекистане.

В работе (Falcetti, Raiser, Sanfey, 2002) предложен интегральный показатель, который авторы называют индексом реформ. В табл. 3 приведены коэффициенты корреляции между факторами, содержащимися в табл. 2, а также коэффициенты корреляции этих факторов с индексом реформ, относящимся к 1999 г.

Таблица 3. Коэффициенты корреляции между факторами табл. 2 и индексом реформ

	Вмешательство государства в инвестиции	Индекс вмешательства государства	Субсидии фирмам	Субсидии и другие трансферты (% ВВП), 1999	ВВП в 1999 г. в % к 1989 г.	Индекс реформ
Вмешательство государства в инвестиции	1	0.888	0.442	0.289	0.371	-0.108
Индекс вмешательства государства	0.888	1	0.603	0.346	0.307	-0.363
Субсидии фирмам	0.442	0.603	1	0.447	0.380	-0.394
Субсидии и другие трансферты, % ВВП, 1999 г.	0.289	0.346	0.447	1	0.633	0.156
ВВП 1999 г., в % к 1989 г.	0.371	0.447	0.380	0.633	1	0.186
Индекс реформ	-0.108	-0.363	-0.394	0.156	0.186	1

Корреляция индекса реформ с показателями государственного вмешательства отрицательная (за исключением субсидий и других трансфертов), однако следует отметить, что на уровне 5% эти коэффициенты корреляции незначимы. Кроме того, обращает на себя внимание тот факт, что индексы вмешательства положительно коррелированы с ВВП.

Индексы либерализации не учитывают существенную характеристику экономической политики – последовательность реформ. Ниже мы еще вернемся к обсуждению этой проблемы.

Располагая ограниченным массивом данных, нельзя рассчитывать на одновременное

тестирование всего перечня начальных условий и индикаторов экономической политики. Следовательно, неизбежно возникновение проблемы опущенных переменных.

Эта проблема всегда возникает при изучении экономического роста (не только трансформационного спада) и, по-видимому, не имеет удовлетворительного решения⁶. Поэтому мы предпочитаем ограничиться тестированием одной весьма простой гипотезы о влиянии экономической политики на экономическую динамику в процессе реформ, оставляя при этом открытой возможность иных объяснений. Чтобы сформулировать эту гипотезу, необходимо обратиться к теоретическому анализу причин трансформационного спада.

Такой анализ явился предметом целого ряда работ. Далеко не полный перечень включает (Kornai, 1994; Полтерович, 1996; Ослунд, 1996; Shleifer, 1997; Stiglitz, 1998; Blanchard, Kremer, 1996; Blanchard, 1997; Roland, 2000; Roland, Verdier, 1999; Roland, Castanheira, 2000).

В статьях (Полтерович, 2001a, 2001b, 2002) сделана попытка систематизировать источники трансформационного спада. Указывается, что трансформационный спад является следствием трех процессов, за каждым из которых стоит большая группа причин:

- 1) дезорганизации;
- 2) институционального строительства;
- 3) активизации перераспределительных процессов (в ущерб производственной деятельности).

Дезорганизация была обусловлена распадом связей между странами СЭВ, республиками бывшего СССР и регионами России; нарушением взаимодействия в производственных цепочках в процессах становления частного сектора и изменения межотраслевых и межсекторных (натуральных и ценовых) пропорций; трансформацией норм поведения и необходимостью адаптации к новым условиям. Этот фактор спада лежит в основе модели (Blanchard, Kremer, 1996).

Колоссальных расходов требовало создание новых институтов – частных корпораций, банковской системы, рынка валюты и ценных бумаг, налоговой службы и т.п.

Активизация перераспределительных процессов включает интенсификацию борьбы за приоритетные позиции (поиска ренты), расширение масштабов теневой деятельности, лоббирования и коррупции, рост преступности, увеличение издержек экономической и политической конкуренции (реклама, ценовые войны, пиар)⁷. Иногда все эти явления обозначают термином «поиск ренты», используя его в расширительном толковании.

Величина трансформационных издержек в трех указанных процессах определялась начальными условиями, стратегией институционального строительства, макроэкономиче-

⁶ См. по этому поводу (Sala-I-Martin, 1997).

⁷ Тот факт, что процессы присвоения ренты явились одной из важнейших причин трансформационного спада, подчеркивался рядом авторов. См., в частности (Gelb, Hillman, Ursprung, 1996; Ослунд, 1996; Shleifer, 1997; Stiglitz, 1998).

ской, социальной и промышленной политикой.

К начальным условиям следует отнести переменные пяти типов:

- 1) такие социо-культурные характеристики, как степень взаимного доверия, уважение к частной собственности, закону и власти, толерантное отношение к богатым и иностранцам, и т.п. (социальный капитал);
- 2) «качество институтов» (эффективность принуждения к исполнению законов, уровень преступности, стабильность законодательства);
- 3) степень близости исходных институтов к «рыночным» (доля частного сектора и свободных цен, степень развития банковской системы, и т.п.);
- 4) близость структуры выпуска и цен к равновесным значениям («степень неравновесия в экономике»);
- 5) структура внешней торговли (влияние распада СЭВ и СССР на экономику страны).

Основные характеристики начальных условий более или менее полно учтены в ряде цитированных выше работ. При этом большая часть авторов выдвинула предположение, что быстрые реформы, с одной стороны, приводят к издержкам тем большим, чем хуже начальные условия, но, с другой стороны, позволяют скорее построить эффективный хозяйственный механизм. Спор шел о том, что доминирует – издержки, или выгоды? Однако различия между компонентами реформ чаще всего игнорировались, и ни в одной из работ не учитывалось, что издержки существенно зависят от последовательности реформ. Между тем, не исключено, что последовательность реформ решающим образом повлияла на интенсивность перераспределительной деятельности и, значит, на величину связанных с ней потерь. Перераспределительная деятельность, в свою очередь, могла вести к искажению структуры и снижению эффективности возникающих институтов, что оказывало долгосрочное влияние на экономическое развитие.

В основе настоящего исследования лежит гипотеза, согласно которой издержки реформ возрастают, если масштабная приватизация и создание новых финансовых институтов осуществляются до того, как на внутреннем рынке установится ценовое равновесие, а отечественные цены в достаточной мере приблизятся к мировым. Поясним эту мысль. Как известно, для плановых систем была характерна большая разница между ценами продавца и покупателя. Поэтому либерализация внутренних цен создавала значительные арбитражные возможности извлечения прибыли, особенно для фирм–посредников. Эти возможности многократно увеличивались, если либерализация внешней торговли проводилась при высокой степени неравновесия внутреннего рынка. В 1992 г. внутрirosсийские цены на нефть, топливо, цветные металлы были в десятки, а иногда и в сотни раз ниже мировых. В такой ситуации либерализация явилась сигналом к сражению за доступ на внешний рынок, а вложения в

производство потеряли всякий смысл.

В условиях быстрой инфляции и острой нехватки оборотных средств, вызванных быстрой либерализацией, менеджеры предприятий стремились использовать открывшиеся возможности по «извлечению ренты». Получение льгот и привилегий путем подкупа чиновников, уход от налогов, прямое воровство приобрели невиданные ранее масштабы в возникающем частном секторе. Банки и финансовые структуры бесконтрольно присваивали инфляционный налог и средства населения путем «строительства пирамид». Массовая приватизация недооцененных предприятий стала источником быстрого обогащения и многочисленных злоупотреблений. Реструктуризация предприятий, повышение эффективности производства были невыгодны, когда простое перераспределение давало гораздо более высокую отдачу. Интенсивное развитие посреднического сектора обуславливалось не задачами обслуживания производства и потребления, а целями «захвата ренты». Быстро росла теневая экономика. В отсутствие эффективных инвесторов (своевременное появление которых возможно лишь при постепенном разгосударствлении) коллективы работников стремились получить право собственности на предприятия. В результате в России стала доминировать неэффективная форма корпоративного управления – открытое акционерное общество, управляемое работниками. Со временем доля акций, принадлежащих коллективам, уменьшается, но процесс это медленный и продолжается уже более десяти лет. Аналогичные явления, хотя, возможно, и в иных формах, происходили не только в России. Влияние ранней приватизации наглядно выявляется при сопоставлении величин спада и скорости приватизации в первые три года реформ для таких стран как Польша, Беларусь и Россия (см. второй и последний столбцы табл. 4).

Итак, наша основная гипотеза состоит в том, что масштабная приватизация на ранней стадии реформ имела отрицательные долгосрочные последствия⁸.

При этом мы допускаем, что на более поздних стадиях (после того, как на внутреннем рынке установилось равновесие, уменьшился диспаритет внешних и внутренних цен, усилился контроль исполнения законов) темп реформ мог влиять позитивно, либо не играть существенной роли, если положительные и отрицательные эффекты его изменения компенсировали друг друга.

Для описания начальных условий мы используем два индикатора. Первый, достаточно традиционный, представляет собой долю экспорта в страны, не принадлежащие СНГ. Второй – доля теневого сектора в ВВП – почти не использовался в работах по данной проблематике, хотя его большая объяснительная сила была продемонстрирована в (Johnson,

⁸ Несколько иные аргументы против ранней приватизации крупных предприятий были приведены в (Murrell, Wang, 1993). Отметим, что согласно ряду опросов, эффективность приватизированных предприятий в течение длительного времени была не выше эффективности государственных (см. (Johnes, 1998)). Таким образом, издержки приватизации не окупались.

Kaufmann, Shleifer, 1998).

Торговля со странами вне СНГ в большинстве случаев требовала относительно высокого технологического уровня производства и квалифицированного менеджмента. Она должна была опираться на контакты с Западом и способствовала более рациональной ценовой и технической политике. Кроме того, страны, имевшие относительно низкую долю торговли с государствами СНГ, должны были меньше пострадать от распада СЭВ и СССР.

Доля теневого сектора, с одной стороны, отражает уровень искажений в экономике, а с другой – является мерой способности государства обеспечивать исполнение законов. Кроме того, этот показатель свидетельствует о степени готовности перераспределительных коалиций участвовать в процессах перераспределения богатства.

4. ДАННЫЕ

Как уже отмечалось ранее, в данной работе для каждой страны определяется год начала реформ, и страны сравниваются не в один и тот же год, а через один и тот же промежуток времени от начала преобразований. Перечислим данные (с указанием источников), которые используются в дальнейшем для анализа.

Стартовый год определялся как первый год после 1989 г., для которого прирост индекса либерализации, согласно (Melo, Denizer, Gelb, 1995), превосходил 0.06. Для большинства стран широкомасштабные программы либерализации были официально объявлены как раз в первые месяцы стартового года. Будем обозначать стартовый год s .

– В качестве зависимой переменной берется отношение среднего значения ВВП за первые 9 лет реформ к уровню предстартового года (в %), обозначаемое Y (Economic Survey of Europe, 2001):

$$Y = \frac{GDP(s) + GDP(s+1) + \dots + GDP(s+8)}{9 \times GDP(s-1)} \times 100\% .$$

Остальные переменные, используемые в работе, разбиты на две группы: факторы, описывающие начальные условия, и факторы, характеризующие политику реформ.

Начальные условия.

– Экспорт в страны, не входившие в СЭВ (% ВВП в 1990 г.), обозначаемый E (*Export*) (см. (Melo, Denizer, Gelb, Tenev, 1997)).

– Доля теневой экономики в предстартовый год (в % совокупного ВВП, включающего теневое производство), обозначаемая B (*Black*).

Для стран Восточной Европы использованы данные из (Johnson, Kaufmann, Shleifer, 1998). Для бывших республик СССР этот показатель был рассчитан в соответствии с методикой, приведенной в работе (Alexeev, Pyle, 2003) (см. ниже). Некоторые необходимые для

расчета данные заимствованы из (Johnson, Kaufmann, Shleifer, 1998).

– Доля теневой экономики в предстартовый год (в % ВВП), обозначаемая $B1$.

Этот показатель альтернативен предыдущему, соответствующие данные содержатся в (Johnson, Kaufmann, Shleifer, 1998). Показатель B кажется более правдоподобным, поэтому мы используем $B1$ лишь для дополнительной проверки наиболее важных регрессий.

Связь между показателями B и $B1$ задается следующим соотношением, которое и использовалось для расчета B :

$$B_t = 100\% \left[1 - \frac{1 - B_{1989}/100}{1 - B1_{1989}/100} (1 - B1_t/100) \right], \text{ где } t = 1990, 1991, 1992, 1993 \text{ гг.}^9.$$

– Фиктивная переменная для стран, воевавших в период реформ (Хорватия, Македония, Армения, Грузия, Азербайджан, Таджикистан), обозначаемая W (*War*).

– Фиктивная переменная для стран – республик бывшего Советского Союза (исключая страны Балтии), обозначаемая FSU .

– Индекс либерализации в предстартовый год L .

– Индекс приватизации в предстартовый год Pr .

– Индекс внутренней либерализации в предстартовый год LI .

– Индекс внешней либерализации в предстартовый год LE .

Перечисленные выше четыре индекса заимствованы из (Melo, Denizer, Gelb, 1995). Их описание было дано в начале раздела 2.

Политика реформ

В качестве количественных характеристик политики реформ мы выбрали изменение перечисленных выше индексов (либерализации, приватизации, внутренней либерализации, внешней либерализации) за первые три года реформ. Более точно, для каждого индекса I было вычислено его среднее значение за первые три года реформ $(I(s) + I(s+1) + I(s+2))/3$ и взята разность $\Delta I = [I(s) + I(s+1) + I(s+2)]/3 - I(s-1)$.

Таким образом, политика реформ характеризуется (расчеты проведены на основе (Melo, Denizer, Gelb, 1995) четырьмя показателями:

– Прирост среднего индекса либерализации ΔL .

– Прирост среднего индекса внутренней либерализации ΔLI .

– Прирост среднего индекса внешней либерализации ΔLE .

– Прирост среднего индекса приватизации ΔPr .

Некоторые важнейшие данные представлены в табл. 4.

⁹ Это соотношение легко следует из формулы, приведенной в (Alexeev, Pyle, 2003, с. 163), если применить ее дважды – для B_{1989} и B_{1989} .

Таблица 4. ВВП и факторы спада

№	Страна	Год старта реформ (s)	Средний ВВП за 9 лет реформ, % к предстартовому году (Y)	Экспорт в страны – члены СЭВ в 1990 г., % ВВП (E)	Доля теневой экономики в предстартовый год, % ВВП (B)	Прирост среднего индекса приватизации за первые три года реформ (ΔPr)
1	Азербайджан	1992	53	2.9	41.0	0.033
2	Беларусь	1992	79	5.5	32.3	0.167
3	Болгария	1991	82	10.7	25.1	0.167
4	Венгрия	1990	88	18.2	27.0	0.367
5	Грузия	1991	39	1.9	42.7	0.067
6	Казахстан	1991	70	2.2	36.6	0.100
7	Латвия	1990	64	1.7	22.1	0.100
8	Литва	1990	69	3.3	22.1	0.167
9	Молдова	1992	50	2.2	40.9	0.200
10	Польша	1990	96	16.5	15.7	0.233
11	Россия	1992	68	10.1	28.7	0.400
12	Румыния	1990	82	8.6	22.3	0.233
13	Словакия	1990	87	14.2	6.0	0.633
14	Украина	1992	57	5.4	36.8	0.067
15	Чехия	1990	93	14.2	6.0	0.633
16	Эстония	1990	74	1.7	22.1	0.167

Таблица 5 содержит коэффициенты корреляции описанных выше переменных.

Обращает на себя внимание высокая корреляция переменной Y с начальными условиями E , B , W , FSU . Знаки коэффициентов корреляции имеют ожидаемые значения. Есть также значимая корреляция Y с начальными индексами либерализации. Наблюдается также достаточно значимая положительная корреляция Y с индексами прироста внешней либерализации ΔLE и приватизации ΔPr . На первый взгляд, это может служить свидетельством положительного влияния быстрой либерализации. Однако, как будет показано ниже, учет остальных факторов приводит к противоположному результату. Вообще, наличие достаточно больших

перекрестных корреляций между перечисленными факторами не позволяет на основе этой таблицы выделить наиболее существенные переменные, влияющие на Y . В следующем разделе даются результаты соответствующих регрессий.

Таблица 5. Коэффициенты корреляции

	Y	E	B	W	FSU	L	LI	LE	Pr	ΔL	ΔLI	ΔLE	ΔPr
Y	1.00	0.79	-0.81	-0.62	-0.70	0.50	0.30	0.35	0.02	0.10	0.17	0.57	0.66
E	0.79	1.00	-0.62	-0.34	-0.49	0.57	0.53	0.56	0.06	0.20	0.21	0.63	0.76
B	-0.81	-0.62	1.00	0.52	0.82	-0.45	0.03	0.01	0.20	-0.05	-0.34	-0.60	-0.78
W	-0.62	-0.34	0.52	1.00	0.43	-0.20	-0.23	-0.23	0.04	-0.10	0.11	-0.27	-0.39
FSU	-0.70	-0.49	0.82	0.43	1.00	-0.30	-0.13	-0.23	0.08	-0.15	-0.42	-0.37	-0.44
L	0.50	0.57	-0.45	-0.20	-0.30	1.00	0.26	0.26	-0.09	-0.58	0.14	0.42	0.57
LI	0.30	0.53	0.03	-0.23	-0.13	0.26	1.00	0.65	0.36	0.18	-0.33	0.11	0.16
LE	0.35	0.56	0.01	-0.23	-0.23	0.26	0.65	1.00	0.29	0.30	0.22	0.13	0.06
Pr	0.02	0.06	0.20	0.04	0.08	-0.09	0.36	0.29	1.00	0.30	-0.04	0.18	-0.35
ΔL	0.10	0.20	-0.05	-0.10	-0.15	-0.58	0.18	0.30	0.30	1.00	0.34	0.34	0.05
ΔLI	0.17	0.21	-0.34	0.11	-0.42	0.14	-0.33	0.22	-0.04	0.34	1.00	0.49	0.24
ΔLE	0.57	0.63	-0.60	-0.27	-0.37	0.42	0.11	0.13	0.18	0.34	0.49	1.00	0.73
ΔPr	0.66	0.76	-0.78	-0.39	-0.44	0.57	0.16	0.06	-0.35	0.05	0.24	0.73	1.00

5. РЕЗУЛЬТАТЫ РАСЧЕТОВ: ВЛИЯНИЕ НАЧАЛЬНЫХ УСЛОВИЙ И ПОЛИТИКИ РЕФОРМ НА ВВП

Основной показатель Y априори может зависеть как от начальных условий, так и от политики реформ. Поэтому мы приведем результаты оценивания уравнений, включающих различные комбинации этих показателей. Всюду в этом и последующих разделах, когда без специальных оговорок идет речь о значимости или не значимости переменных, подразумевается уровень 5%. Стандартные ошибки вычислялись с поправкой на гетероскедастичность (ошибки в форме Уайта).

Таблица 6 содержит регрессии ВВП на начальные условия. Мы видим, что переменные E , B высоко значимы и имеют ожидаемые знаки. Отметим также достаточно большое значение коэффициента детерминации R^2 в регрессиях, содержащих B , E , W (столбцы 1, 3 – 7).

Таблица 6. Влияние начальных условий на ВВП (в скобках даны P -значения, символом «**» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 1%; символом «*» – значимые на уровне 5%; символом «'» – значимые на уровне 10%)

	Зависимая переменная Y							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Const	78.69	72.64	78.35	78.68	79.73	86.55	82.21	67.65
E	1.29** (0.000)	1.14** (0.003)	1.27** (0.002)	1.21** (0.001)	1.21* (0.026)	0.949* (0.050)	1.03* (0.045)	
B	-0.55* (0.024)		-0.55* (0.041)	-0.61* (0.017)	-0.59' (0.072)	-0.87** (0.003)	-0.66* (0.049)	
W	-14.40' (0.091)	-10.45' (0.087)	-12.78 (0.109)	-12.38 (0.112)	-14.19 (0.143)		-13.92' (0.059)	
FSU		-12.85* (0.017)						
L			1.23 (0.883)					41.56** (0.001)
Pr				21.08 (0.199)				-8.45 (0.779)
LI					3.71 (0.812)	18.20 (0.287)		
LE							9.63 (0.416)	
R^2	0.842	0.710	0.842	0.849	0.843	0.800	0.846	0.248
R^2_{adj}	0.803	0.666	0.785	0.794	0.786	0.751	0.791	0.180

Переменные B и FSU плотно коррелированы (табл. 5), и их одновременное включение в уравнение приводит к тому, что обе переменные становятся незначимыми; это, конечно, является проявлением мультиколлинеарности. Из этих двух переменных предпочтительнее с содержательной точки зрения выглядит B (регрессии 1, 2).

С помощью одних только индексов либерализации и приватизации можно объяснить лишь малую часть вариации зависимой переменной, хотя в соответствующей регрессии (столбец 8) индекс либерализации имеет большое значение. Однако, добавленный к переменным E , B , W , он теряет значимость (столбец 3), как и три других индекса (столбцы 4 – 7). Отметим невысокую значимость переменной W , особенно в регрессиях 3 – 5. Однако удаление этой переменной из уравнений качественно картину не меняет: переменные E , B остаются высоко значимыми, а индексы либерализации остаются незначимыми. В табл. 6 приведен лишь один

такой пример, а именно, регрессия 6 (в регрессии 5 переменная W имеет наихудшую значимость), но и в остальных случаях ситуация не меняется.

Замена переменной B на $B1$ в регрессии 1 табл. 6 дает следующий результат:

$$Y = 72.92 + 1.84 E - 0.69 B1 - 14.89 W, \quad R^2 = 0.854, \quad R_{adj}^2 = 0.818. \quad (6)$$

(0.000) (0.000) (0.021) (0.023)

При замене переменной B на $B1$ в регрессиях 3 – 7 картина качественно не меняется: сохраняются знаки и высокая значимость переменных E , $B1$, значимой становится и переменная W , а индексы либерализации и приватизации остаются незначимыми.

Следующий шаг – это учет влияния на ВВП (Y) как начальных условий, так и политики реформ. Соответствующие регрессии представлены в табл. 7 (в скобках даны P -значения, символом «**» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 1 %, символом «*» – значимые на уровне 5%, символом «'» – значимые на уровне 10%).

Таблица 7. Влияние начальных условий и политики реформ на ВВП

	Зависимая переменная Y							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Const	89.51	92.96	94.23	82.29	79.29	80.84	80.58	89.48
E	1.31** (0.006)	1.79** (0.000)	1.81** (0.000)	1.33** (0.000)	1.32** (0.001)	1.29** (0.000)	1.34** (0.002)	1.71** (0.000)
B	-0.81* (0.016)	-1.00** (0.002)	-1.01** (0.001)	-0.74** (0.006)	-0.55* (0.040)	-0.58* (0.032)	-0.58* (0.033)	-0.81* * (0.004)
W					-12.92 (0.107)	-12.13 (0.130)	-12.59' (0.100)	-12.32' (0.076)
ΔL	2.26 (0.835)	-5.92 (0.392)	-3.88 (0.582)	-1.72 (0.865)	-3.49 (0.712)			
ΔLI	-11.36 (0.557)					-3.16 (0.832)		
ΔLE	-1.87 (0.915)	7.68 (0.621)					-4.54 (0.808)	
ΔPr		- 36.82** (0.004)	-32.62* (0.011)					-30.20 * (0.022)
R^2	0.849	0.830	0.828	0.791	0.844	0.843	0.844	0.874
R_{adj}^2	0.749	0.745	0.765	0.738	0.787	0.768	0.787	0.828

И здесь переменные B , E всегда высоко значимы – также как и прирост индекса приватизации. Приросты индексов либерализации, напротив, незначимы во всех вариантах расчетов¹⁰. Запишем в аналитической форме уравнение (8), представляющее собой важнейший результат работы:

$$Y = 89.47 + \underset{(0.000)}{1.71} E - \underset{(0.004)}{0.81} B - \underset{(0.076)}{12.32} W - \underset{(0.022)}{30.20} \Delta Pr, \quad R^2 = 0.874, \quad R_{adj}^2 = 0.828. \quad (7)$$

В этом уравнении только переменная W не является значимой на уровне 5%, поэтому целесообразно привести результат оценивания без нее:

$$Y = 93.20 + \underset{(0.000)}{1.75} E - \underset{(0.001)}{1.01} B - \underset{(0.008)}{31.76} \Delta Pr, \quad R^2 = 0.826, \quad R_{adj}^2 = 0.782$$

Здесь уже все коэффициенты значимы на уровне 1%, причем регрессия объясняет около 80% вариации выпуска Y . Таким образом, из показателей политики значимым оказывается лишь прирост приватизации за первые три года реформ. Чем радикальнее была проведена приватизация на начальном этапе, тем при прочих равных условиях были выше средние потери ВВП за 9 лет реформ.

Если, как и раньше, вместо переменной B использовать переменную $B1$, то ситуация качественно не меняется:

$$Y = 82.77 + \underset{(0.000)}{2.67} E - \underset{(0.000)}{1.09} B1 - \underset{(0.006)}{15.63} W - \underset{(0.005)}{37.00} \Delta Pr, \quad R^2 = 0.899, \quad R_{adj}^2 = 0.863. \quad (8)$$

При добавлении ко множеству регрессоров уравнения (7) начального уровня приватизации Pr он оказывается незначимым, при этом теряет значимость и скорость приватизации. Хотя скорость приватизации отрицательно связана с ее начальным уровнем, эта связь не слишком тесная (табл. 5); переменная ΔPr характеризует выбор политики приватизации, частично не зависящий от рассматриваемых начальных условий.

Подчеркнем, что приросты индексов приватизации и либерализации определяются только за первые три года реформ, а ВВП определяется первыми девятью годами. Это, если не исключает вовсе, то, по крайней мере, существенно ослабляет возможные искажения, связанные с проблемой эндогенности (влиянием уровня ВВП на политику реформ). Действительно, используя начальный уровень приватизации в качестве инструментальной переменной (наряду, естественно, с другими переменными, включенными в (7)), получаем следующий результат:

$$Y = 87.83 + \underset{(0.000)}{1.63} E - \underset{(0.012)}{0.77} B - \underset{(0.080)}{12.37} W - \underset{(0.094)}{25.62} \Delta Pr, \quad R^2 = 0.874, \quad R_{adj}^2 = 0.828.$$

По сравнению с (7) коэффициенты, конечно, изменились, однако качественная картина осталась прежней. Коэффициент при переменной ΔPr в данном случае значим лишь на уровне 10%, но, учитывая небольшой объем наблюдений, мы считаем этот результат вполне удовле-

¹⁰ Это относится и к другим сочетаниям указанных регрессоров, например, к случаю, не представленному в табл. 7, когда в уравнение включены переменные ΔPr , ΔLE , B , E .

творительным. Тест Хаусмана также позволяет уверенно не отвергать гипотезу об отсутствии эндогенности. Иными словами, использование инструментальных переменных в данном случае не является необходимым.

Приведенные результаты показывают, что влияние скорости приватизации на начальном этапе реформ было значимым и отрицательным, в то время как политика либерализации на начальном этапе не оказала значимого влияния на среднее за девять лет значение ВВП.

Была предпринята попытка учесть возможный нелинейный характер модели. В частности, оценивание уравнения

$$Y = \alpha + \beta_1(E - \beta_2)\Delta Pr + \beta_3 B + \beta_4 W$$

дало следующий результат:

$$Y = 100.04 + \underset{(0.003)}{6.08}(E - \underset{(0.000)}{14.92})\Delta Pr - \underset{(0.027)}{0.73} B - \underset{(0.016)}{19.74} W . \quad (9)$$

Это уравнение свидетельствует в пользу утверждения о том, что быстрая приватизация целесообразна в тех странах, где есть «хорошие» начальные условия, в частности, высокая доля экспорта E . Заметим, что в нашей выборке лишь у двух стран (Венгрия и Польша) значение экспорта E – больше 14.92. Для остальных стран этот показатель ниже, и, следовательно, чем выше скорость приватизации, тем в среднем больше падение среднего ВВП. Замена переменной B на $B1$ картину качественно не меняет:

$$Y = 88.73 + \underset{(0.012)}{7.76}(E - \underset{(0.000)}{12.62})\Delta Pr - \underset{(0.176)}{0.54} B1 - \underset{(0.006)}{25.95} W , \quad (10)$$

незначимой оказывается лишь сама переменная $B1$.

Недостаток регрессий (9) и (10) – отсутствие в них линейного члена с регрессором E . Однако, при его добавлении произведение $E\Delta Pr$ теряет значимость.

6. ПОЧЕМУ НЕЗНАЧИМА СКОРОСТЬ ЛИБЕРАЛИЗАЦИИ?

Выше было показано, что скорость либерализации (в отличие от скорости приватизации) не влияет на средний уровень ВВП за 9 лет. Этот факт кажется удивительным и требует объяснения. Естественно предположить, что минусы и плюсы более быстрой либерализации погашали друг друга: более высокие издержки на начальном этапе компенсировались в результате скорейшей ликвидации неравновесия.

Именно этот вывод следует из ряда работ, цитировавшихся в разд. 2. По-видимому, это могло произойти лишь в том случае, если скорость либерализации в начале реформ «подстраивалась» под начальные условия каждой страны. Проводимые ниже результаты расчетов подтверждают эту гипотезу.

Рассматривая влияние начальных условий на политику либерализации, мы пробовали разные наборы объясняющих переменных и отбирали регрессии, лучшие с точки зрения зна-

чимости факторов и величины коэффициента детерминации. Эти регрессии приведены последними в каждой из табл. 8–11.

Для скорости либерализации ΔL (табл. 8) переменная W во всех регрессиях оказывается незначимой, поэтому она исключена из таблицы.

Заменяя в столбце 8 табл. 8 переменную B на $B1$, получаем похожее уравнение

$$\Delta L = 0.465 - 0.007 B1 - 0.752 L + 0.737 LE, \quad R^2 = 0.621, \quad R_{adj}^2 = 0.533, \quad (11)$$

(0.000) (0.172) (0.001) (0.008)

в котором, однако, переменная $B1$ не значима.

Расчеты показывают, что при выборе скорости либерализации страны действительно учитывали начальные условия. Они действовали более осторожно при высоком уровне искажений на внутреннем рынке (большой доле теневого сектора) и при высокой начальной степени либерализации, когда дальнейшее ослабление контроля над ценами могло привести к негативным последствиям. Однако, высокий начальный уровень внешней либерализации (открытости экономики), видимо, способствовал установлению системы цен, более близкой к равновесию; в этом случае дальнейшая

Таблица 8. Влияние начальных условий на политику либерализации ΔL (в скобках даны P -значения, символом «**» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 1%, «*» – значимые на уровне 5%)

	Зависимая переменная ΔL							
	1	2	3	4	5	6	7	8
Const	0.375	0.361	0.359	0.353	0.286	0.290	0.296	0.567
E					0.021** (0.000)	0.019** (0.006)	0.016** (0.006)	
B								-0.008* (0.011)
L	-0.446* (0.011)	-0.489* (0.013)	-0.642** (0.000)	-0.724** (0.000)	-0.866** (0.000)	-0.897** (0.000)	-0.930** (0.000)	-0.871** (0.000)
Pr		0.179 (0.588)						
LI			0.318** (0.000)			0.092 (0.519)		
LE				0.449** (0.000)			0.235** (0.007)	0.608** (0.002)
R^2	0.281	0.291	0.365	0.467	0.567	0.573	0.608	0.737
R_{adj}^2	0.251	0.229	0.307	0.419	0.525	0.509	0.550	0.677

либерализация была менее болезненной. Это подтверждается расчетами, приведенными в табл. 9, согласно которым скорость внутренней либерализации положительно зависела от начального уровня внешней либерализации.

Таблица 9. Влияние начальных условий на политику внутренней либерализации ΔLI (в скобках даны P -значения, символом «**» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 1%; «*» – значимые на уровне 5%; «'» – значимые на уровне 10%)

	Зависимая переменная ΔLI		
	1	2	3
Const	0.501	0.453	0.630
E		0.010' (0.056)	
B			-0.005' (0.098)
LI	-1.063** (0.000)	-1.210** (0.000)	-1.048** (0.006)
LE	0.770** (0.000)	0.626** (0.000)	0.763** (0.009)
R^2	0.434	0.521	0.541
R^2_{adj}	0.354	0.402	0.435

Переменные W , L , Pr во всех регрессиях, объясняющих ΔLI , оказались незначимыми. Заметим, что в регрессии 2 переменная E , а в регрессии 3 переменная B значимы лишь на уровне 10%. Аналог регрессии 3 при замене B на $B1$ выглядит так:

$$\Delta LI = 0.563_{(0.000)} - 0.004_{(0.431)} B1 - 1.044_{(0.000)} LI + 0.853_{(0.000)} LE, \quad R^2 = 0.459, \quad R^2_{adj} = 0.334 \quad (12)$$

И здесь знаки коэффициентов такие же, как в регрессии с показателем B , но переменная $B1$ незначима. Интерпретация полученных результатов вполне аналогична приведенной выше.

Скорость внешней либерализации положительно зависела от доли экспорта в страны – не члены СЭВ и отрицательно – от доли теневой экономики (табл. 10). Если в регрессиях (3) или (4) табл. 10 добавить любые индексы либерализации или приватизации, то эти переменные оказываются незначимыми, и существенного увеличения коэффициента детерминации не происходит.

Таблица 10. Влияние начальных условий на политику внешней либерализации ΔLE (в скобках даны P -значения, символом «**» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 1%; «*» – значимые на уровне 5%)

	Зависимая переменная ΔLE			
	1	2	3	4
Const	0.309	0.259	0.590	0.231
E				0.018* (0.024)
B			-0.009** (0.006)	
L	0.357* * (0.004)	0.372* (0.011)		
Pr		0.513 (0.546)		
R^2	0.181	0.225	0.362	0.391
R^2_{adj}	0.127	0.115	0.319	0.348

Итак, наши расчеты подтверждают выдвинутую гипотезу о том, что политика реформ зависела от начальных условий. Этим, по-видимому, объясняется незначимость индексов либерализации в регрессиях для уровня выпуска Y . Тем не менее, проблема нуждается в дальнейшем изучении. В частности, требуется объяснить, почему не компенсируют друг друга положительное и отрицательное воздействия ранней приватизации. Ведь и скорость приватизации, как показывает табл. 11, выбиралась странами с учетом начальных условий.

Таблица 11. Влияние начальных условий на политику приватизации ΔPr (в скобках даны P -значения, символом «*» отмечены коэффициенты, значимые на уровне 5%; «**» – значимые на уровне 1%)

	Зависимая переменная ΔPr				
	1	2	3	4	5
Const	0.578	0.057	0.153	0.354	0.357
E		0.024** (0.003)	0.025* (0.000)	0.014* (0.011)	0.017** (0.001)
B	-0.013** (0.000)			-0.008* (0.012)	-0.006* (0.011)
Pr			-1.081* (0.017)		-0.823* (0.007)
R^2	0.613	0.572	0.727	0.729	0.811
R^2_{adj}	0.587	0.541	0.685	0.688	0.764

Во всех регрессиях, объясняющих скорость приватизации, переменные W , L , LI , LE оказались незначимыми. Знаки коэффициентов регрессий, приведенных в табл. 11, допускают естественную интерпретацию.

Возможно, разница во влиянии приватизации и либерализации на ВВП, объясняется тем, что слишком ранняя приватизация связана с более долгосрочными и негативными последствиями, значимо снижавшими даже среднее за 9 лет значение ВВП. Опыт России, кажется, подтверждает эту догадку.

Чтобы подвести итог описанным расчетам, выпишем в явной форме лучшие уравнения, устанавливающие связь политики реформ (ΔL , ΔLI , ΔLE , ΔPr) с начальными условиями:

$$\Delta L = 0.567 - 0.008 B - 0.871 L + 0.608 LE, \quad R^2 = 0.737, \quad R^2_{adj} = 0.677, \quad (13)$$

$$\Delta LI = 0.630 - 0.005 B - 1.048 LI + 0.763 LE, \quad R^2 = 0.541, \quad R^2_{adj} = 0.435, \quad (14)$$

$$\Delta LE = 0.231 + 0.018 E, \quad R^2 = 0.391, \quad R^2_{adj} = 0.348, \quad (15)$$

$$\Delta Pr = 0.357 + 0.017 E - 0.006 B - 0.823 Pr, \quad R^2 = 0.811, \quad R^2_{adj} = 0.764. \quad (16)$$

Все переменные значимы на уровне 5%, за исключением переменной B в уравнении (14), которая значима на уровне 10%. К этим уравнениям целесообразно добавить также (11), (12) – варианты соотношений (13), (14), полученные, соответственно, при замене переменной B на $B1$.

Принятое нами описание начальных условий – не единственно возможное. Эти условия можно охарактеризовать и другими параметрами. Отчасти наш выбор оправдан высокими значениями коэффициентов детерминации. Кроме того, различные начальные условия обычно достаточно тесно связаны друг другом. Сопоставим, например, используемые нами начальные условия с двумя важнейшими начальными условиями из работы (Porov, 2000) – индексом законности и интегральным показателем искажений в экономике.

В табл. 12 представлены коэффициенты корреляции этих факторов с переменными E и B .

Таблица 12. Коэффициенты корреляции между долей теневого сектора, экспортом в страны – не члены СЭВ, индексом законности и показателем искажений в экономике

	Доля теневого сектора (B)	Доля экспорта в страны – не члены СЭВ (E)	Индекс законности	Показатель искажений
Доля теневого сектора	1	-0.62	-0.85	0.53
Доля экспорта в страны – не члены СЭВ	-0.62	1	0.66	-0.77
Индекс законности	-0.85	0.66	1	-0.33
Показатель искажений	0.53	-0.77	-0.33	1

Мы наблюдаем очень высокую отрицательную корреляцию доли теневого сектора с индексом законности и доли экспорта с показателем искажений. Доля экспорта также достаточно тесно коррелирует с индексом законности.

Регрессии (которые мы не приводим) интегрального индекса искажений в экономике и индекса законности на используемые нами начальные условия выявляют тесную связь индекса искажений с факторами E , W , а индекса законности – с факторами E , B .

Таким образом, выбранный нами способ описания начальных условий в терминах переменных E , W , и B достаточно полно отражает качество институциональной среды. Его преимущество – в том, что он не опирается на субъективные индексы.

В завершение этого раздела остановимся на экономическом содержании полученных в нем результатов. Вслед за многими другими авторами мы показали, что скорость либерализации не оказывала существенного влияния на выпуск. Выше было предложено формальное

объяснение этого весьма удивительного факта: скорость либерализации линейно связана с начальными условиями и поэтому «вытесняется» ими в соответствующих регрессиях.

Чтобы объяснить описанную картину в поведенческих терминах, естественно предположить, что выпуск является вогнутой квадратической функцией начальных условий и скорости либерализации, и что правительства отыскивают оптимальную скорость. Тогда в линейной регрессии она окажется незначимой (так как производная выпуска по этой переменной будет равна нулю) и в тоже время будет линейной функцией начальных условий¹¹.

Следует ли отсюда, что либерализацию нельзя было осуществить с меньшими потерями? Не исключено, что ответ положительный, но речь может идти только о «локальной» оптимальности в рамках того простейшего метода либерализации, который использовался во всех рассматриваемых странах. Существовали принципиально иные способы либерализации, например, дуальный метод, примененный в Китае и продемонстрировавший гораздо более высокую эффективность (Roland, 2000; Полтерович, 2005).

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Выше было показано, что результаты реформ в восточно-европейских странах и бывших республиках Советского Союза существенно зависели от политики приватизации. Выиграли те страны, которые сумели отложить широкомасштабную приватизацию (и создание частных финансовых институтов) до того момента, когда внутренний рынок приблизился к равновесию, а различия внутренних цен и цен мирового рынка достаточно сгладились. В этих странах государству было проще сдерживать процессы присвоения ренты, и структура вновь возникших институтов частного сектора оказалась более эффективной.

На наш взгляд, значение полученных выводов не ограничивается рамками исследования процессов приватизации. Изложенные результаты являются эмпирическим подтверждением общего тезиса (Полтерович, 1999), касающегося широкого круга реформ. Любая реформа меняет существующие в системе ограничения и тем самым стимулирует процессы присвоения ренты. Для успеха реформ необходимо организовать их таким образом, чтобы в достаточной мере ограничить масштабы этих процессов.

Примечание. Как отмечалось ранее, данное исследование было начато в 2001 г. Его основная идея и главный предварительный результат (уравнение (8)) содержатся в докладе (Polterovich, 2002). После того как настоящий текст был в основном завершен, мы обнаружили работу (Godoy, Stiglitz, 2004) с очень близкой центральной идеей: авторы стремятся показать, что высокая скорость приватизации отрицательно влияла на развитие переходных экономик. При этом между нашим и их подходом имеется ряд существенных различий. В каче-

¹¹ Попытка непосредственной верификации такой модели не привела к успеху, видимо, из за недостаточного количества данных.

стве зависимой переменной они рассматривают средний темп роста ВВП (а не его среднее значение). В качестве регрессоров приняты прирост индекса приватизации за весь рассматриваемый (одиннадцатилетний) период, значение индекса приватизации в конце (а не в начале) этого периода и две институциональных переменных, лишь одна из которых оказывается значимой в регрессиях. Для такой спецификации отрицательный знак коэффициента при скорости приватизации означает, что из двух стран быстрее росла та, где для достижения того же конечного уровня приватизации потребовалась меньшая скорость. Очевидно, это не совсем то утверждение, справедливость которого была продемонстрирована выше. Отметим также, что значения скорректированных коэффициентов детерминации, полученные в (Godoy, Stiglitz, 2004), ненамного превосходят 50%, что существенно ниже значений в табл. 7.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Ослунд А. (1996): Рентоориентированное поведение в российской переходной экономике // *Вопр. экон.* № 8.

Полтерович В.М. (1996): Трансформационный спад в России // *Экономика и мат. методы.* Т. 32. Вып. 1.

Полтерович В.М. (1999): Институциональные ловушки и экономические реформы // *Экономика и мат. методы.* Т. 35. Вып. 2.

Полтерович В.М. (2001а): Трансплантация экономических институтов // *Экономическая наука современной России.* № 3 .

Полтерович В.М. (2001б): Перераспределительная активность и трансформационный спад. В Сб.: «*Эволюционная экономика: единство и противоречия теории и практики*» Под ред. Абалкина Л.И. Международный симпозиум. г. Пущино, 4–6 июня 2000 г. М.: Институт экономики.

Полтерович В.М. (2002): Политическая культура и трансформационный спад // *Экономика и мат. методы.* Т. 38. Вып. 4.

Полтерович В.М. (2006): Стратегии институциональных реформ. Китай и Россия // *Экономика и мат. методы.* Т. 42. № 2.

Alexeev M., Pyle W. (2003): A note on measuring the unofficial economy in the former Soviet Republics // *Economics of Transition.* Vol. 11. № 1.

Aslund A., Boone P., Johnson S. (1996): How to stabilize: Lessons from Post-communist Countries // *Brookings Papers on Economic Activity.* № 1.

Berg A., Borensztein E., Sahay R., Zettelmeyer J. (1999): The evolution of output in transition economies: explaining the differences. IMF Working Paper WP/99/73.

Blanchard O. (1997): *The Economics of Post-Communist Transition.* Oxford: Clarendon Press.

Blanchard O., Kremer M. (1996): Disorganization // *Quart. J. of Economics*. Vol. 2 №4.

Christoffersen P., Doyle P. (2000): From inflation to growth. Eight years of transition // *Economics of Transition*. Vol. 8. № 2.

Economic Survey of Europe (2001): Economic Commission for Europe. United Nations. № 1. (похоже, что здесь ч-т. не хватает?- нет, это полная ссылка -В.П.).

Falcetti E., Raiser M., Sanfey P. (2002): Defying the odds: Initial conditions, reforms, and growth in the first decade of transition // *J. of Comparative Economics*. Vol. 30.

Fisher S., Sahay R., Vegh C.A. (1996): Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early Experience // *J. of Economic Perspectives*. Vol. 10. № 2.

Gelb A., Hillman A., Ursprung H. (1996): Rents and the Transition. Background paper. World Bank Development Report.

Godoy S., Stiglitz J.E. (2004): Growth, Initial Conditions, Law and Speed Privatization in Transition Countries: 11 Years Later. <http://www2.gsb.columbia.edu/faculty/jstiglitz>

Havrylyshin O., Izvorski I., Van Rooden R. (2000): Recovery and growth in transition economies 1990-97: a stylized regression analysis. IMF Working Paper. WP/98/141.

Hellman J., Schankerman M. (2000): Intervention, Corruption and Capture. The nexus between enterprises and the state // *Economics of Transition*. Vol. 8. № 3.

Heybey B., Murrell P. (1999): The relationship between Economic Growth and the Speed of Liberalization During Transition // *J. of Policy Reform*. Vol. 3. № 2.

Jones D.C. (1998): The Economic Effects of Privatization: Evidence from a Russian Panel // *Compar. Econ. Stud.* Vol. XXXX. № 2.

Jonson S., Kaufman D., Shleifer A. (1997): The Unofficial Economy in Transition // *Brookings Papers on Economic Activity*. Vol. 2.

Johnson S., Kaufmann D., Shleifer A. (1998): The Unofficial Economy in Transition. World Economic Outlook. IMF. May.

Kornai J. (1994): Transformational Recession: the Main Causes // *J. of Comparative Economics*. Vol. 19. № 1.

Krueger G., Ciolko M. (1998): A note on initial conditions and liberalization during transition // *J. of Comparative Economics*. Vol. 26.

Melo M. de, Denizer C., Gelb A. (1995): From plan to market: patterns of transition. XI World Congress of the International Economic Association. Turins, 18 – 22 December.

Melo M. de, Denizer C., Gelb A., Tenev S. (1997): Circumstance and choice: the role of initial conditions and policies in transition economies. The World Bank International. Finance Corporation. October.

Merlevede B. (2003): Reform reversals and output growth in transition economies // *Economics of Transition*. Vol. 11. № 4.

Murrel P., Wang Y. (1993): When privatization should be delayed: the effect of communist legacies on organizational and institutional reforms // *J. of Comparative Economics*. Vol. 17.

Polterovich V. (2002): Civic Culture and Economic Transition in Russia.
<http://www.nes.ru/english/about/10th-Anniversary/papers-pdf/Polterovich.pdf>

Popov V. (2000): Shock Therapy Versus Gradualism: The End Of The Debate (Explaining The Magnitude Of The Transformational Recession) // *Comparative Economic Studies*. Vol. XLII. № 1.

Roland G. (2000): Transition and Economics. Politics, Markets, and Firms. Cambridge: The MIT Press.

Roland G., Castanheira M. (2000): The Optimal Speed of Transition. A General Equilibrium Analysis // *Internat. Econ. Rev.* Vol. 41. № 1.

Roland G., Verdier T. (1999): Transition and the output fall // *Economics of Transition*. Vol. 7. № 1.

Sachs J.D. (1996): The Transition at Mid Decade // *Americ. Econ. Rev.* Vol. 86. № 2.

Sala-I-Martin X. (1997): I just ran two million regressions // *Americ. Econ. Rev.* Vol. 87. № 2.

Selowsky M., Martin R. (1997): Policy performance and output growth in the transition economies // *Americ. Econ. Rev. Papers and Proceedings*. Vol. 87. № 2.

Shleifer A. (1997): Government in Transition // *Europ. Econ. Rev.* Vol. 41.

Stiglitz J. (1998): Distinguished Lecture on Economics in Government. The Private Uses of Public Interests: Incentives and Institutions // *J. of Econ. Perspectives*. Vol. 12. № 2, 3.