

Статьи: прикладная эконометрика

Оценивание уровня технологического прогресса в российской экономике*

Евгения Назруллаева[†]

Высшая школа экономики, Москва, Россия

Оценивание индикаторов технологического прогресса является одной из ключевых задач в теории роста. Общепринятым индикатором технического прогресса в литературе является совокупная факторная производительность (СФП), которая представляет собой экзогенно заданный, не объясняемый за счет динамики факторов производства остаток от роста выпуска. В существующих исследованиях при анализе СФП для российской экономики, как правило, основной акцент делается на период трансформационного спада, характеризующийся сильным падением выпуска, которое объясняется снижением СФП, т.е., по сути, техническим «регрессом» в экономике. В данной работе СФП оценивается на основе данных Федеральной службы государственной статистики и Российского экономического барометра по 12 отраслям промышленности в 1995–2004 гг. Оценки СФП, скорректированные на основе наблюдаемых индикаторов загрузки производственных мощностей и с учетом специфики российских статистических данных, свидетельствуют о постепенном улучшении технологий, сопровождающем рост выпуска после 1998 г., и о наличии отрицательного технологического шока до 1998 г.

Ключевые слова: совокупная факторная производительность, технологический прогресс, уровень загрузки производственных мощностей, отрасли российской промышленности

Классификация JEL: C22, E22, O33

1 Введение

Оценивание уровня технологического прогресса тесно связано с изучением природы экономического роста. В прикладной теории роста, основанной на подходе Солоу к измерению технологического прогресса (Solow, 1957), предполагается, что технологический прогресс определяется экзогенно как остаток от роста выпуска, не объясняемого динамикой факторов производства. Этот необъяснимый остаток или совокупная факторная производительность (СФП) в литературе используется в качестве прокси, позволяющей судить об уровне технологического прогресса в экономике. Подходы к оцениванию СФП в большинстве случаев разработаны и используются для изучения технологического прогресса в США и странах Европы. Первые оценки СФП для российской экономики появляются в литературе с 2000-х годов.

Оценивание СФП во многом связано с уровнем агрегирования, который рассматривается при построении соответствующих индикаторов. При анализе СФП на уровне всей экономики полученные индикаторы не учитывают неоднородность фирм в отраслях и неоднородность самих отраслей. В сравнительно новых работах (например, Basu, Kimball & Fernald, 2006),

*Цитировать как: Назруллаева, Евгения (2008). «Оценивание уровня технологического прогресса в российской экономике», Квантиль, №5, стр. 59–82. Citation: Nazrullaeva, Eugenia (2008). “Measurement of technological progress in Russia,” *Quantile*, No.5, pp. 59–82.

[†]Адрес: 109028, Россия, Москва, Покровский бульвар, 11. Электронная почта: e.nazrullaeva@gmail.com

посвященных изучению СФП, резюмируется основной подход к оцениванию, и предлагаются способы улучшения свойств стандартных индикаторов СФП.

Мотивацию, лежащую у истоков написания данной работы, можно резюмировать в следующих вопросах:

1. Сопровождается ли рост выпуска в российской экономике, наблюдаемый в последние несколько лет, улучшением технологий? Какова динамика технологического прогресса до и после 1998 г.?
2. Характеризуются ли отрасли российской промышленности возрастающей отдачей от масштаба и наличием несовершенной конкуренции, подразумевающей монопольную власть и возможность извлечения положительной прибыли?

Первый вопрос тесным образом связан с результатами существующих исследований, посвященных анализу динамики СФП в России: отраслевые темпы роста технологического прогресса и темпы роста СФП для всей российской экономики в 1990-х гг. отрицательны. Отрицательный темп роста (или отрицательный шок технологий) означает, по сути, ухудшение используемых в производстве технологий. В данной работе предложен альтернативный подход к оцениванию СФП, призванный проверить, действительно ли период трансформационного спада в российской экономике и последующий кризис 1998 г. сопровождались негативным технологическим шоком. Что если снижение СФП, которое наблюдается согласно эмпирическим оценкам, связано вовсе не с ухудшением технологий? С этой целью в работе оценивается индикатор СФП на уровне отраслей российской промышленности, скорректированный с учетом неполного использования производственных мощностей, в то время как стандартный индикатор СФП, предложенный Солоу, предполагает наличие постоянной отдачи от масштаба и не учитывает, что загрузка производственных мощностей может меняться с течением времени. Второй вопрос продиктован интересом к ситуации, складывающейся в отраслях российской промышленности: в 1990-х годах во время трансформационного спада и впоследствии многие предприятия несли убытки, и их прибыль была отрицательна, что идет вразрез с предположением о возрастающей отдаче. Начиная с 2000-х гг. развитие отраслей было довольно неоднородным: интенсивное развитие одних отраслей (в частности, топливной промышленности) сопровождалось ухудшением положения в других отраслях (например, в легкой промышленности).

В основе подходов к оцениванию СФП в большинстве случаев так или иначе лежит концепция производственной функции, т. е. предполагается, что существующие в экономике технологии позволяют производить максимально возможный уровень выпуска при фиксированной комбинации факторов производства. Другими словами, фирмы в экономике считаются полностью эффективными и функционирующими на границе своих производственных возможностей. Однако на практике данная предпосылка вряд ли выполнена. Скорее можно ожидать, что фирмы оперируют внутри своих производственных множеств. В подходе, который используется в данной работе, проблема неэффективности частично решается за счет дополнительного предположения об изменяющейся во времени загрузке производственных мощностей: фирмы могут не полностью использовать имеющиеся у них в наличии производственные мощности, что было особенно характерно для российской экономики в первой половине 1990-х гг. При оценивании индикаторов технологического прогресса вслед за Basu, Kimball & Fernald (2006) в данной работе контролируются эффекты, связанные с изменяющимся во времени уровнем загрузки производственных мощностей, несовершенной конкуренцией (предполагается непостоянная отдача от масштаба) и наличием в производственной функции дополнительного фактора производства (затрат сырья и материалов). Контроль данных эффектов позволяет элиминировать влияние нетехнологических факторов, связанных с динамикой факторов производства. Динамика СФП анализируется на дезагрегированном уровне по 12 отраслям российской промышленности в период с 1 квартала 1995 г. по 4

квартал 2004 г. в соответствии с отраслевым классификатором ОКОНХ: электроэнергетика (11100); нефтедобывающая промышленность (11210); нефтеперерабатывающая промышленность (11220); газовая промышленность (11230); угольная промышленность (11300); черная металлургия (12100); цветная металлургия (12200); химическая и нефтехимическая промышленность (13000); машиностроение и металлообработка (14000); лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность (ЛДЦБ) (15000); легкая промышленность (17000); пищевая промышленность (18000).

Работа структурирована следующим образом. В разделе 2 представлены обзор литературы и основные результаты существующих исследований, которые необходимо учитывать при моделировании СФП с учетом выбранного подхода. Раздел 3 характеризует непосредственно модель, на основе которой строятся индикаторы технологического прогресса для отраслей. В разделе 4 приведено описание данных, а также анализируются основные проблемы, связанные с измерением капитала и уровня загрузки производственных мощностей, и проблемы технического характера, имеющие отношение непосредственно к процедуре оценивания СФП. Полученные эмпирические результаты и их возможная экономическая интерпретация рассматриваются в разделе 5. В разделе 6 представлены основные выводы.

2 Обзор литературы

Целью данной работы является анализ технологического прогресса в российской экономике. На сегодняшний день существует ряд исследований, в которых изучается взаимосвязь экономического роста, технологического прогресса и методов оценивания СФП. Подход к оцениванию технологического прогресса, который используется в данной работе, основан на оценке совокупной факторной производительности, предложенный Солоу (Solow, 1957). В соответствии с походом Солоу, СФП измеряет эффективный уровень технологий, позволяющий трансформировать факторы производства в конечную продукцию, т.е. подход основан на концепции производственной функции. Стилизованным фактом является процикличность роста СФП в краткосрочном периоде, т.е. динамика выпуска и динамика СФП положительно коррелированы. Процикличный характер динамики СФП объясняется положительным влиянием шоков спроса, которые увеличивают одновременно объем производства и объем потребляемых в производстве факторов, а также влиянием уровня загрузки производственных мощностей, т.е. без учета загрузки мощностей труда и капитала динамика СФП положительно коррелирует с динамикой выпуска. Исходя из этих соображений, предлагается модифицировать стандартный индикатор технологического прогресса, предложенный Солоу. Предпосылками СФП Солоу являются совершенная конкуренция и постоянная отдача от масштаба, также не учитывается динамика уровня загрузки производственных мощностей. Элиминируя влияние перечисленных нетехнологических факторов, можно получить так называемый «чистый» индикатор СФП, который и будет характеризовать улучшение технологий как таковое.

Данная работа основана на подходе, предложенном в работе Basu, Kimball & Fernald (2006), где анализируются модифицированные отраслевые индикаторы СФП для США в рамках многофакторного KLEMS-подхода (аббревиатура расшифровывается как капитал K, труд L, электроэнергия E, материальные затраты M и услуги S), т.е. предполагается наличие дополнительных факторов, помимо капитала и труда. Basu, Kimball & Fernald (2006) учитывают влияние несовершенной конкуренции и возрастающей отдачи от масштаба, а также динамику уровня загрузки производственных мощностей капитала и труда. Предпосылка о наличии возрастающей отдачи от масштаба позволяет моделировать, во-первых, непропорциональное влияние динамики факторов производства на динамику выпуска, во-вторых, внешние эффекты, т.е. взаимосвязь, существующую между отраслями. Предположение о меняющемся во времени уровне загрузки мощностей необходимо для того, чтобы учесть воз-

можную недозагрузку производственных мощностей, которая ведет к смещенным оценкам капитала и труда. Согласно Basu, Kimball & Fernald (2006), индикатор СФП, очищенный от влияния нетехнологических факторов, контрцикличен, т.к. улучшение технологий должно проявляться в снижении загрузки мощностей (технологический прогресс предполагает использование менее капиталоемких и трудоемких технологий). Авторы оценивают индикаторы технологического прогресса для 29 отраслей (исключая сельское хозяйство и добывающие отрасли промышленности) за 1949–1996 гг., а затем агрегируют полученные отраслевые оценки и строят агрегированный индикатор СФП для экономики США. В отличие от результатов, полученных в Hall (1990), Basu, Kimball & Fernald (2006) не находят подтверждения гипотезе о наличии возрастающей отдачи от масштаба (отдача скорее постоянная). Сравнивая динамику полученного индикатора технологического прогресса с динамикой стандартного СФП-индикатора Солоу, авторы приходят к выводу, что остаток Солоу более волатилен из-за неучтенного влияния нетехнологических факторов.

В работе Inklaar (2005) анализируются потенциальные недочеты подхода Basu, Kimball & Fernald (2006). Вслед за Basu, Kimball & Fernald (2006), Inklaar (2005) использует логлинеаризованную производственную функцию для оценивания параметров отдачи от масштаба на отраслевом уровне для Франции, Германии, Нидерландов и США за 1979–2003 гг. (отрасли агрегируются до секторов: товары длительного пользования, товары кратковременного пользования и не обрабатываемые отрасли). Inklaar (2005) оценивает СФП без учета загрузки мощностей и СФП с учетом ненаблюдаемого уровня загрузки. Согласно Basu, Kimball & Fernald (2006), учет загрузки производственных мощностей ведет к более низким оценкам параметров отдачи от масштаба. В работе Inklaar (2005) полученные результаты действительно свидетельствуют о более низких оценках отдачи от масштаба для Нидерландов и США. Для данных стран гипотеза о наличии в отраслях постоянной отдачи от масштаба не отвергается. Однако для отраслей Франции и Германии характерна значимая возрастающая отдача от масштаба. Более того, предложенная в Basu, Kimball & Fernald (2006) прокси для ненаблюдаемого уровня загрузки производственных мощностей – часы, отработанные в среднем одним работником, – имеет значимое положительное влияние только для отраслей США. В других странах оценка параметра при уровне загрузки мощностей, как правило, отрицательно (причем часто незначимо) влияет на динамику выпуска. Гипотеза Inklaar (2005) заключается в том, что европейские фирмы реагируют на колебания спроса путем изменения числа рабочих, а не отработанных ими часов. Таким образом, подход Basu, Kimball & Fernald (2006) довольно специфичен и, скорее всего, в своем исходном виде применим только для экономических реалий США. Применяя данный подход для российских данных, необходимо дополнительно учитывать специфику отечественной статистики, в особенности при выборе прокси для уровня загрузки производственных мощностей.

Существующие исследования СФП для России можно классифицировать по крайней мере по двум направлениям, в зависимости от того, на каком уровне анализируется динамика технологического прогресса – агрегированном или отраслевом. На агрегированном уровне СФП оценивается в работах Dolinskaya (2002), Воскобойников (2003) и Бессонов (2004).

В работе Dolinskaya (2002) анализируются основные факторы, определяющие динамику агрегированного выпуска в 1991–2007 гг. Падение выпуска в период трансформационного спада объясняется изменениями в динамике факторов производства через динамику уровня загрузки производственных мощностей. При этом в качестве прокси для уровня загрузки мощностей рассматривается оценка, пропорциональная динамике агрегированного выпуска.

Из-за наличия существенных недочетов в статистике по основным фондам, связанных с динамикой относительных цен инвестиционных товаров и отсутствием хороших прокси для основных фондов, которые выбывают из процесса производства при отрицательных шоках спроса, в работе Воскобойников (2003) предлагается модифицировать исходные данные по основным фондам с тем чтобы учесть возрастную структуру капитала. Подход, который

взят в Воскобойников (2003) за основу, был предложен в работе Meinen, Verbiest & Wolf (1998). Он позволяет получать временные ряды по основным фондам, используя данные по валовому накоплению основного капитала (ВНОК) за все предшествующие текущему периоду и концепцию дожития активов. Из динамики основных фондов, оценки для которых получены в работе Воскобойников (2003) за 1961–2001 гг., видно, что снижение выпуска в период трансформационного спада сопровождалось параллельным снижением накопления основного капитала, вызванного снижением спроса на отдельные виды производимых в экономике товаров. Основные фонды в соответствующих отраслях перестали использоваться в производстве и постепенно устаревали. Таким образом, трансформационный спад, согласно работе Воскобойников (2003), объясняется в большей степени снижением эффективности производства как таковым, нежели падением уровня загрузки производственных мощностей, как это предполагается в работе Dolinskaya (2002).

В работе Бессонов (2004) выделены основные особенности российской экономики, связанные с технологическим прогрессом: интенсивная динамика агрегированного выпуска после 1990-х гг. сопровождается довольно инертной динамикой капитала и труда. В результате динамика выпуска слабо связана с динамикой соответствующих факторов производства. Учет уровня загрузки производственных мощностей позволяет элиминировать эффект недогрузки мощностей, характерный для трансформационного периода. Динамика агрегированного индикатора СФП и отраслевых показателей технологического прогресса по 10 отраслям российской промышленности свидетельствует о резком снижении СФП в период 1997–1998 гг., после чего уровень технологий начинает постепенно повышаться. Иначе говоря, снижение выпуска в экономике, согласно результатам в Dolinskaya (2002), Воскобойников (2003) и Бессонов (2004), сопровождалось так называемым технологическим «регрессом» в экономике. Учет уровня загрузки мощностей в работе Бессонов (2004) позволяет получить менее пессимистичную динамику СФП, однако факт технологического «регресса» остается без изменений.

На основе панельных данных по предприятиям для 83 отраслей российской экономики за период 1993–2000 гг. Bessonova, Kozlov & Yudaeva (2002) получают снижение СФП в 1993–1998 гг., что соответствует результатам в Dolinskaya (2002), полученным на агрегированном уровне для всей экономики. Оценивание СФП в работе Bessonova, Kozlov & Yudaeva (2002) основано на концепции транслогарифмической производственной функции, подходе, предложенном в работе Jorgenson (1995). Рассматривая кумулятивную динамику СФП для 9 агрегированных отраслей в 1993–2000 гг., авторы работы отмечают, что отрицательные темпы роста СФП в период 1994–1998 гг. во многом связаны с высокой степенью неопределенности экономической конъюнктуры, вызванной сильным колебанием уровня цен, и кризисом 1998 г., отразившимся на динамике реального обменного курса рубля.

В работе Бессонова (2007) анализируется эффективность российских промышленных предприятий в период 1995–2004 гг. на основе микроданных. Бессонова рассматривает три возможных подхода к оцениванию СФП на основе панельной структуры данных: непараметрический метод, транслогарифмическая производственная функция и модель стохастической границы производственных возможностей. Одним из основных аргументов против стандартного подхода к оцениванию СФП является предпосылка об абсолютной эффективности фирм, оперирующих на границе производственных возможностей: только в этом случае СФП эквивалентен технологическому прогрессу. Подход с точки зрения стохастической производственной границы позволяет ослабить данную предпосылку и учитывать тот факт, что фирмы могут оперировать внутри своих производственных множеств. В таком случае СФП можно разложить на отдельные составляющие: технологический прогресс (который представляет собой сдвиг границы производственных возможностей во времени), уровень неэффективности (как далеко фирма находится от своей производственной границы) и возрастающую отдачу от масштаба. Основные результаты, полученные в работе Бессонова (2007),

следующие:

- Эластичность по капиталу ϵ_K для всех отраслей меньше 0,25, эластичность по труду ϵ_L высокая (минимальное значение эластичности ϵ_L характерно для электроэнергетики и отраслей топливной промышленности), что оправдывает широко распространенную в зарубежной литературе по СФП практику предполагать факторные эластичности заданными как $\epsilon_L \in [0,7; 0,75]$ и $\epsilon_K \in [0,25; 0,3]$ и делает данные упрощения состоятельными и для российской экономики;
- Непараметрический метод и метод транслогарифмической производственной функции подтверждают наличие отрицательных отраслевых темпов роста СФП до 1998 г.;
- Уровень неэффективности предприятий (процент от максимально возможного уровня производительности предприятий в отрасли) довольно низкий и составляет порядка 12–15% в 1995–2004 гг., т.е. стандартный подход к оцениванию СФП с использованием производственной функции может быть во многом оправдан;
- Вклад компоненты, отвечающей за возрастающую отдачу от масштаба, в динамику СФП незначим.

В приведенном выше обзоре литературы были рассмотрены основные исследования, в которых оценивается технологический прогресс, и на результаты которых во многом опирается данная работа. Общей чертой всех работ, посвященных оцениванию СФП для российской экономики, является наличие отрицательного шока технологий или технологического «регресса», причем отрицательный шок технологий проявляется и на отраслевом уровне. Таким образом, существующие исследования свидетельствуют в пользу гипотезы о том, что трансформационный спад, если и не был вызван, то по крайней мере сопровождался снижением СФП. Моделирование технологического прогресса на основе подхода Basu, Kimball & Fernald (2006) призвано подтвердить или опровергнуть гипотезу о снижении уровня технологий в российской экономике в 1990-х годах.

3 Моделирование технологического прогресса

Basu, Kimball & Fernald (2006) предполагают, что технология производства для каждой отрасли может быть описана производственной функцией однородной степени γ , где Y_t представляет собой объем выпуска, K_t – запас капитала, N_t – число занятых в отрасли, A_t – уровень технологий:

$$Y_t = F(Z_t K_t, E_t H_t N_t, M_t, A_t), \quad (1)$$

где E_t – усилия в среднем на одного работника, H_t – количество часов, отработанных в среднем одним работником, Z_t – уровень использования капитала в производстве.

Логлинеаризуя сформулированную выше производственную функцию, можно получить следующее представление:

$$dy_t \approx \frac{F_1 Z K}{Y} (dz_t + dk_t) + \frac{F_2 E H N}{Y} (de_t + dh_t + dn_t) + \frac{F_3 M}{Y} dm_t + \frac{F_4 A}{Y} da_t. \quad (2)$$

Параметризуем данное выражение следующим образом:

$$dy_t \approx \mu^* \frac{\gamma^* K^*}{Y^*} (dz_t + dk_t) + \mu^* \frac{w^* N^*}{Y^*} (de_t + dh_t + dn_t) + \mu^* \frac{P_m^* M^*}{Y^*} dm_t + \frac{F_4 A^*}{Y^*} da_t, \quad (3)$$

где μ^* – равновесная надбавка к издержкам в предположении о несовершенной конкуренции, представляющая собой наценку над конкурентным уровнем цен ($P = MC$) и характеризующая монопольную власть в отрасли:

$$\mu = \frac{P}{MC} = \frac{AC}{MC} \frac{P}{AC} = \gamma \frac{1}{1 - s_\pi}, \quad (4)$$

где AC – средние общие издержки, MC – предельные издержки, P – средняя цена, которая устанавливается в отрасли.

Если доля прибыли в выручке $s_\pi = (PY - AC \cdot Y)/PY$ близка к нулю, т.е. предполагается, что доля прибыли по отраслям мала, тогда параметр отдачи от масштаба γ и маржа μ равны. В этом случае эластичности по капиталу $\epsilon_K = F_1 ZK/Y$, труду $\epsilon_L = F_2 EHN/Y$ и материальным затратам $\epsilon_M = F_3 M/Y$ совпадают с долями капитала s_K , труда s_L и матзатрат s_M .

Basu & Fernald (1997) исходят из предположения, что при оценивании параметра отдачи от масштаба должны быть получены либо постоянная отдача (CRS), либо возрастающая отдача (IRS), т.к. убывающая отдача от масштаба означает, что фирмы в отрасли устанавливают цену ниже своих предельных издержек MC , т.е. их прибыли отрицательные.

Итоговое выражение для логлинеаризованной производственной функции следующее:

$$dy_t = \gamma(dx_t + du_t) + d\tilde{a}_t, \quad (5)$$

$$dx_t = s_K dk_t + s_L (dn_t + dh_t) + s_M dm_t, \quad (6)$$

$$du_t = s_K dz_t + s_L de_t, \quad (7)$$

где dx_t – темп роста взвешенной комбинации факторов производства, du_t – темп роста загрузки производственных мощностей.

Если гипотеза о постоянной отдаче от масштаба не отвергается, $\gamma = 1$ и $du_t = 0$, т.е. загрузка производственных мощностей постоянна во времени, в таком случае $d\tilde{a}_t$ представляет собой стандартный остаток Солоу. Из всего этого следует, что, не учитывая загрузку мощностей, можно получить смещенные оценки темпов роста СФП.

Из работы Бессонов (2004) следует, что соотношение между долями капитала и труда для отечественной экономики в период 1990–2002 гг. $s_K = 0,5s_L$. Как правило, в литературе по СФП доли капитала и труда полагаются следующими: $s_K = 0,7$ and $s_L = 0,3$. В исходной работе Basu, Kimball & Fernald (2006) доли явным образом оцениваются из системы уравнений (5)–(7).

Индикатор СФП $d\tilde{a}_t$ для каждой отрасли может быть получен как остаток из уравнения

$$dy_t = c + \gamma dx_t + \beta du_t + d\tilde{a}_t. \quad (8)$$

В исходном подходе Basu, Kimball & Fernald (2006) уровень загрузки производственных мощностей предполагается ненаблюдаемым технологическим параметром. Микрообоснования для выбора прокси для загрузки мощностей связаны с задачей минимизации издержек фирмой. В предположении, что фирмы оперируют на границе производственных возможностей, наблюдаемые параметры факторов производства могут служить в качестве прокси для загрузки производственных мощностей. Авторы формально выводят, что часы, отработанные в среднем одним работником, dh_t , пропорциональны изменению ненаблюдаемых уровней загрузки капитала и труда: $de = \psi dh$, $da = \phi dh$ (Basu, Kimball & Fernald, 2006). Исходя из этих соображений, выражение (5) с учетом прокси для загрузки производственных мощностей модифицируется как

$$dy_t = c + \gamma dx_t + \gamma(\psi s_L + \phi s_K) dh_t + da_t = c + \gamma dx_t + \beta dh_t + d\tilde{a}_t. \quad (9)$$

Исходные гипотезы Basu, Kimball & Fernald (2006) о знаках соответствующих параметров в уравнении (8) следующие: предполагается, что $\gamma > 1$, т.е. для отраслей характерна возрастающая отдача от масштаба, и $\beta > 0$, т.е. темпы роста загрузки мощностей положительно коррелируют с ростом выпуска. Следует, однако, отметить, что согласно подходу Basu, Kimball & Fernald (2006) dh_t дважды входит в уравнение (9): во-первых, как часть взвешенной комбинации факторов производства dx_t , и во-вторых, отдельно как прокси для загрузки производственных мощностей. Такого рода нелинейность может сказываться на оценках коэффициентов: в терминах параметров это означает, что $\beta = \gamma\xi$, где ξ представляет собой отдачу на отработанные часы. Inklaar (2005) отмечает, что в случае, если гипотеза о постоянной отдаче выполнена ($\gamma = 1$), как и было получено для преобладающего числа отраслей в работе Basu, Kimball & Fernald (2006), нелинейность по параметру γ не будет сказываться на результатах оценивания.

4 Оценивание СФП

Несмотря на кажущуюся простоту модели, применяемой для оценивания СФП, существует ряд проблем, связанный с нахождением хороших прокси для измерения факторов производства (капитала, труда и затрат сырья) и уровня загрузки производственных мощностей для соответствующих факторов. Существуют также различные подходы к выбору переменной Y_t , которая может моделироваться как валовая добавленная стоимость или объем производства. Второй подход обладает существенными недостатками, которые отмечены в работе Bessonova, Kozlov & Yudaeva (2002), а именно: на совокупный объем выпуска оказывает непосредственное влияние динамика цен факторов производства, которая передается на динамику цен конечной продукции (что решается с учетом дефлирования). В исходной работе Basu, Kimball & Fernald (2006) предполагается использование валовой добавленной стоимости, т.е. из объема выпуска исключаются затраты на промежуточное потребление сырья и материалов, т.к. M_t учитывается в производственной функции отдельно как фактор производства. Однако сами авторы отмечают, что валовая добавленная стоимость может рассматриваться в качестве меры для Y_t только в предположении о совершенной конкуренции. В случае непостоянной отдачи от масштаба использование валовой добавленной стоимости может приводить к смещению из-за опущенных переменных (Basu & Fernald, 1997).

В данной работе в качестве прокси для объема выпуска Y_t используется индекс промышленного производства (в классификации ОКОНХ), рассчитываемый В.А. Бессоновым и Э.Ф. Барановым (Центр экономической конъюнктуры при правительстве РФ, ЦЭК). Чтобы избежать проблемы эндогенности между объемом выпуска и промежуточным потреблением, в качестве M_t рассматриваются затраты на сырье и материалы, т.е. из состава материальных затрат исключаются расходы на потребление топлива и энергии.

4.1 Данные

В данной работе для анализа используется официальная статистическая информация Федеральной службы государственной статистики (ФСГС), покрывающая период с 1 квартала 1995 г. по 4 квартал 2004 г., т.е. $T = 40$ (в ценах 2000 г., сезонно сглаженные показатели). Выбор периода обусловлен особенностями статистического учета на отраслевом уровне: классификация отраслей до 2005 г. строилась на основе классификатора ОКОНХ (общесоюзный классификатор отраслей народного хозяйства), с 2005 г. был введен ОКВЭД (общероссийский классификатор видов экономической деятельности). Из-за перехода на новый классификатор нарушается преемственность временных рядов по затратам и инвестициям. В ОКОНХ отрасль представляет собой совокупность предприятий, производящих однородную продукцию, т.е. в качестве объекта классификации выделяется предприятие (по профилирующему виду деятельности). Напротив, в ОКВЭД объектом классификации является

вид экономической деятельности, при этом меняются границы существующих видов деятельности, поэтому пересчет показателей из одного классификатора в другой практически не представляется возможным. Именно по этой причине анализируемый в работе временной интервал ограничен 2004-м годом и не включает в себя доступную информацию по 2005–2007 гг. Ограничение периода 1995-м годом обусловлено отсутствием статистической информации по загрузке производственных мощностей до 1994 г., а также попыткой избежать проблем, связанных с активными трансформационными процессами, протекавшими в отраслях как минимум до 1995 г. и негативно отражавшимися на качестве статистической информации.

В работе рассматриваются данные по следующим статистическим показателям:

- Объем промышленного производства: квартальные данные 1995–2004 гг., в ценах производителей 2000 г.;
- Данные по материальным затратам: затраты на приобретение сырья и материалов (по форме ФСГС 5-3, причем в состав затрат исходно не включаются затраты на потребление основного капитала), квартальные данные 1997–2004 гг., ежегодные данные 1995–1996 гг., в ценах производителей 2000 г., исключая расходы на потребление топлива и энергии;
- Данные по основным фондам: ежегодные данные 1995–2004 гг., в ценах 2000 г.;
- Инвестиции в основной капитал (затраты на создание и воспроизводство основных фондов, реконструкцию и техническое перевооружение объектов, приобретение машин, оборудования, etc.): квартальные данные 1999–2004 гг., ежегодные данные 1995–1998 гг., в ценах 2000 г.;
- Средняя списочная численность работников по отраслям и количество часов, отработанных в среднем одним работником: квартальные данные 1995–2004 гг.;
- Уровень загрузки производственных мощностей в промышленности (уровень загрузки капитала и уровень загрузки труда): ежемесячные данные 1995–2004 гг., источник: Российский Экономический Барометр (РЭБ);
- Индекс промышленного производства: ежемесячные данные 1995–2004 гг., источник: Бессонов (2004).

Из-за сложностей, связанных с отсутствием полной квартальной статистической информации (ежеквартальный учет либо не ведется ФСГС в принципе, либо такая информация не полностью публикуется, в особенности на отраслевом уровне), необходима методика заполнения пробелов в квартальных данных по материальным затратам, капиталу и инвестициям исходя из доступной ежегодной информации. Квартальные данные требуются из-за особенностей подхода к оцениванию СФП, который предполагает анализ временных рядов, соответственно, ежегодные российские данные за 10 лет для этой цели не подходят. Гипотеза, которая используется для разбиения квартальных данных до годовых, для простоты предполагает, что коэффициенты сезонности фиксированы на уровне следующего (ближайшего) года, по которому доступны квартальные данные:

$$Z_t = \sum_{k=1}^4 Z_{kt}, \quad (10)$$

$$Z_{1t} = \frac{Z_t}{1 + g_2 + g_2g_3 + g_2g_3g_4}, \quad (11)$$

$$Z_{kt} = g_{k-1}Z_{(k-1)t}, \quad k = 2, 3, 4. \quad (12)$$

Здесь Z_t – показатель за год, $t = 1995, 1996$, для затрат на сырье, $t = 1995, \dots, 1998$ для инвестиций в основной капитал, млн. руб., в ценах 2000 г.; Z_{kt} – квартальный показатель, $k = 2, 3, 4$, вычисленный на основе годового показателя Z_t , млн. руб.; $g_k = Z_k/Z_{k-1}$, $k = 2, 3, 4$, – коэффициенты сезонности (за 1997 г. для затрат, за 1999 г. для инвестиций).

Представленная выше методика разбиения годовых данных до квартальных в случае статистики по инвестициям и затратам необходима для частичного заполнения пробелов в данных. Ситуация облегчается тем, что ФСГС ведет квартальный учет по соответствующим показателям. С данными по основным фондам ситуация сложнее, т.к. учет по ним ведется ежегодный. Однако в случае основных фондов интересен не сам по себе ряд или его динамика (поскольку, как уже было отмечено ранее, то, что в статистике понимается под основными фондами, не соответствует понятию капитала в производственной функции), а начальное значение капитала K_0 (за 1-й квартал 1995 г.) для последующего рекурсивного моделирования динамики капитала с учетом инвестиций в основной капитал. Квартальные показатели для ряда по основным фондам за 1995 г. были получены путем разбиения соответствующего годового показателя ФСГС в предположении о постоянном ежеквартальном росте: $1 + g_{year} = (1 + g_{quarter})^4$, тогда $g_k = g_{quarter}$ в формулах (10)–(12).

4.2 Способы измерения капитала

В эмпирической литературе существует проблема, связанная с незначимостью капитала как фактора при оценивании производственной функции. Burnside, Eichenbaum & Rebelo (1995) отмечают, что большинство рассматриваемых в работах Solow (1964), Lucas (1970), Bernarke & Parkinson (1991) и др. подходов дают похожие результаты: капитал K_t либо незначим, либо входит в оцениваемое уравнение для производственной функции с отрицательным знаком. Таким образом, одной из первичных задач при оценивании СФП является построение индикатора, адекватно измеряющего капитал, или нахождение соответствующей прокси-переменной для капитала. В работе Griliches & Jorgenson (1967) в качестве прокси для капитала на отраслевом уровне используются расходы отраслей на потребление энергии. Однако для российской экономики такого рода прокси вряд ли будет адекватной оценкой для капитала. Basu, Kimball & Fernald (2006) утверждают, что потребление энергии является хорошим индикатором капитальных активов только для обрабатывающих отраслей, поскольку при использовании такой прокси игнорируются кросс-эффекты взаимосвязи капитала K_t с численностью работников L_t .

В работе Бессонов (2004) в качестве прокси для капитала рассматривается объем инвестиций в основной капитал за текущий период I_t . Преимуществом подобного подхода является то, что учитывается неоднородность возрастной структуры активов. Однако это означает, что во внимание принимаются только активы, существующие в текущем периоде, т.е. влияние капитала предыдущих периодов на текущий запас капитала игнорируется. Таким образом, возрастная структура капитала смещена в сторону более новых капитальных активов, это смещение призвано элиминировать влияние устаревших неэффективных активов. Прокси, предложенная Бессоновым (2004), тесно связана с методом непрерывной амортизации активов, который предполагает, что капитальные активы в каждом периоде формируются по рекурсивной формуле $K_{t+1} = I_t + (1 - \delta)K_t$. Для данного подхода необходимо знать оценку для нормы амортизации $\hat{\delta}$, которая, помимо всего прочего, предполагается неизменной на протяжении всего рассматриваемого периода ($\delta = \text{const}$). Хотя в официальной статистике ФСГС есть данные по норме выбытия основных средств, по своей природе данный показатель отличается от того, что понимается под δ в рекурсивной формуле.

Еще один подход к измерению капитала, который можно отметить, предложен в работе Meinen, Verbiest & Wolf (1998) для голландской статистики по основным фондам, т.е. по нефинансовым капитальным активам, и применяется в работе Воскобойников (2003) для российской статистики за 1961–2001 гг. Этот подход позволяет оценить временной ряд для

капитала, используя статистику по валовому накоплению основного капитала (ВНОК) и понятие дожития капитальных активов. Функция дожития $S(\tau)$ характеризует вероятность события, при котором актив продолжает функционировать до периода времени τ . В основе данного подхода лежит предпосылка о том, что оцениваемые параметры функции дожития постоянны во времени. Проблема заключается в том, что согласно оценкам в Воскобойников (2003), в среднем продолжительность жизни актива составляет порядка 20 лет, т.е. для того, чтобы определить текущую стоимость капитальных активов в отрасли, например, для 1 квартала 1995 г., необходимо знать статистику по ВНОК как минимум с 1975 г.

В данной работе выбран подход к оцениванию капитала, основанный на методе непрерывной амортизации активов. В основе выбора нормы амортизации δ на отраслевом уровне лежит следующая логика: $\min_{\delta} \sum_{t=1}^T (K_t - K_t(\delta))$, где K_t представляет собой временной ряд согласно официальной статистике по основным фондам, а $K_t(\delta)$ – построенный на основе рекурсивной формулы индикатор капитала: $K_t(\delta) = \sum_{i=0}^t (1 - \delta)^{t-i} I_i + (1 - \delta)^t K_0$. Однако результаты данной процедуры свидетельствуют в пользу оптимальности предпосылки о постоянном уровне амортизации $\delta = 0$. С одной стороны, данная предпосылка является серьезным упрощением, с другой стороны, за предпосылкой $\delta = 0$ стоит следующая интуиция: во-первых, рассматриваемый в работе период времени охватывает 10 лет, т.е. он сравнительно короток, чтобы исключить из рассмотрения амортизацию, во-вторых, варьируя значения параметра $\delta \in [0; 0,1]$, можно влиять на скорость накопления капитала в отрасли, а не на тенденцию в целом.

4.3 Измерение уровня загрузки производственных мощностей

При оценивании СФП с учетом изменяющихся во времени уровней использования капитала и труда необходимо располагать адекватными индикаторами уровня загрузки производственных мощностей. В литературе данная проблема, как и в случае с измерением капитала, в большинстве случаев решается нахождением прокси, хотя, например, в работе Shapiro (1996) используется непосредственно статистика по загрузке мощностей. Basu, Kimball & Fernald (2006) в своей работе формализуют подход, предложенный ранее в работе Abbott, Griliches & Hausman (1998), которые рассматривают количество часов, отработанных в среднем одним работником, в качестве прокси как для уровня использования труда в производстве, так и для уровня использования капитала. Данный подход предполагает, что в краткосрочном периоде усилия E_t и ненаблюдаемый параметр загрузки капитала Z_t возрастают с увеличением количества рабочих часов. В то время как взаимосвязь усилий работника с количеством отработанных им часов интуитивно очевидна, взаимосвязь между часами и уровнем загрузки капитала проявляется из-за премии рабочих смен (Basu, Kimball & Fernald, 2006). Уровень использования капитала возрастает при увеличении времени в рабочих сменах, т.е. с ростом отработываемых работниками часов увеличивается интенсивность использования капитала.

В нашем случае доступна официальная статистика по уровню использования капитала и труда, хотя существуют и определенные недостатки, с ней связанные. Можно выделить по крайней мере два источника данных по уровню загрузки производственных мощностей, которые опираются на результаты опросов предприятий (Oomes & Dynnikova, 2006):

а) статистика ФСГС по уровню загрузки капитала для 43 категорий промышленных товаров, ежегодные данные, по опросам 7000 предприятий;

б) статистика Российского Экономического Барометра (РЭБ) по уровням загрузки капитала и труда в промышленности, ежемесячные данные, по опросам выборки из 500 предприятий.

ФСГС определяют уровень загрузки производственных мощностей как отношение объема произведенной продукции к максимально возможному уровню выпуска, в то время как в определении РЭБ используется отношение к среднему уровню производства в месяц (Oomes & Dynnikova, 2006). Использование среднего уровня вместо максимально возможного ведет

к получению завышенных оценок загрузки мощностей. Кроме того, в случае оценок РЭБ можно говорить о проблеме репрезентативности выборки, поскольку выборка включает 500 предприятий вместо 7000. Как отмечается в Oomes & Dynnikova (2006), в выборке РЭБ, во-первых, недостаточно часто обновляются предприятия, что ведет к смещению в сторону более старых предприятий, во-вторых, недооценена доля крупных предприятий, т.е. идет смещение из-за отбора в сторону малых предприятий. С этой точки зрения выборка, по которой рассчитывает свои показатели ФСГС, лучше. Однако согласно методологии ФСГС, не существует единого индикатора уровня загрузки капитала в промышленности, вместо этого ФСГС считает индикаторы по отдельным видам промышленной продукции. На основе данной статистической информации В.А. Бессонов путем агрегирования строит сводный индикатор уровня загрузки капитала в промышленности. На Рис. 1 отражены различия между ежегодными показателями уровня загрузки капитала по оценкам ФСГС и РЭБ в период 1995–2004 гг.

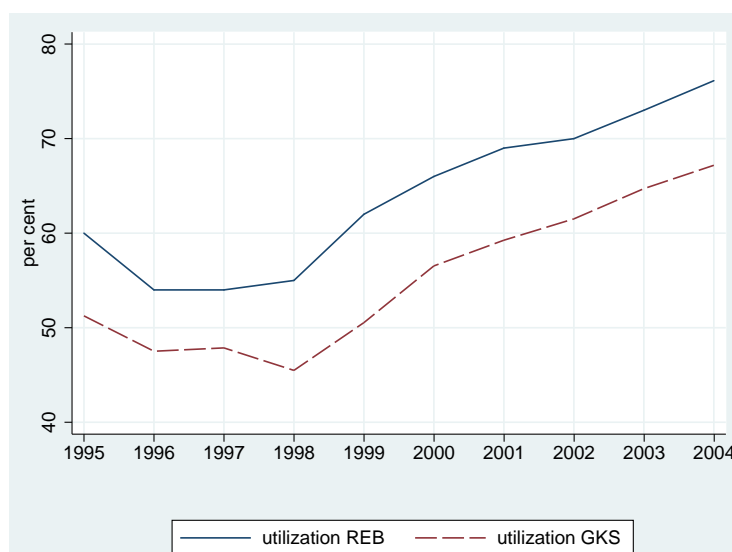


Рис. 1: Загрузка капитала, промышленность: РЭБ и ФСГС.

Как видно из графика, динамика двух данных индикаторов загрузки производственных мощностей практически идентична, однако минимальный уровень загрузки мощностей для индикатора ФСГС характерен для 1998 г. (что соответствует падению выпуска в 3 квартале 1998 г.), в то время как для индикатора РЭБ минимум наблюдается в 1996–1998 гг. Тем не менее, преимущество показателей РЭБ над сводным индикатором ФСГС заключается в том, что в методологии РЭБ доступны также данные по уровню использования труда, что может рассматриваться как прокси для усилий работников в модели. Полагая прокси для уровней загрузки капитала и труда единой, можно получить искаженные результаты оценивания. Из Рис. 2 можно видеть, что уровень загрузки труда существенно выше, чем уровень загрузки капитала с 1 квартала 1995 г. по 4 квартал 2004 г., хотя динамика показателей похожа. Немаловажным также является тот факт, что учет по загрузке мощностей РЭБ ведется ежемесячно, в то время как учет ФСГС – ежегодно. В случае работы с квартальными данными индикаторы РЭБ представляются более удобными.

4.4 Оценивание индикаторов технологического прогресса

Для оценивания уравнения СФП из уравнения (8) используется метод максимального правдоподобия с ограниченной информацией (ММПОИ). Выбор метода оценивания обусловлен стремлением смягчить проблему эндогенности. Эндогенность в данном случае означает нару-

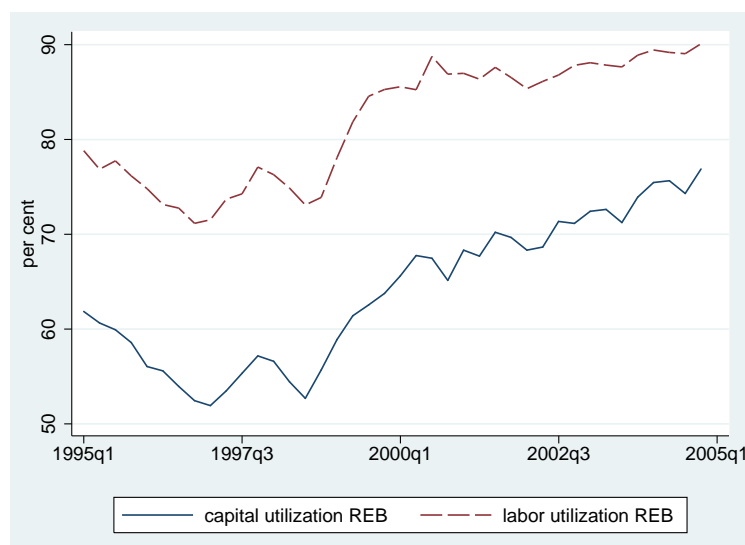


Рис. 2: Загрузка мощностей, промышленность, РЭБ: капитал и труд.

шение предпосылки $\mathbb{C}[dx_t, d\tilde{a}_t] = 0$, т.е. шок технологий коррелирован с динамикой факторов производства. Причина возникновения эндогенности, согласно Inklaar (2005), заключается в том, что в ответ на шок технологий фирмы одновременно подстраивают и выпуск, и потребление факторов в производстве. Таким образом, для dx_t в уравнении (8) необходимы инструменты. В литературе по прикладной теории роста в качестве инструментов при оценивании СФП обычно рассматриваются инструменты Холла–Рамеи (показатели, которые воздействуют на спрос на производимую продукцию). В работе Basu, Kimball & Fernald (2006) инструментами являются темпы роста уровня цен на нефть, темпы роста расходов государства на оборону и «монетарные шоки» из VAR-модели, полученные в работе Burnside (1996). Проблема с выбором инструментов заключается в том, что для получения состоятельных оценок параметров, инструменты должны быть, во-первых, валидны, т.е. экзогенны и некоррелированы с технологией (и другими шоками издержек), и релевантны, т.е. коррелированы с экономической активностью в отрасли, в которой инструментится dx_t . Однако, как отмечает Inklaar (2005), инструменты Холла–Рамеи, несмотря на свое широкое использование, относительно слабы. Точнее, данные инструменты довольно хорошо работают на уровне отдельной фирмы и зачастую являются слабыми при более высоких уровнях агрегирования (Basu & Fernald, 1997). Согласно Stock & Yogo (2005), инструменты являются слабыми, если полученное Р-значение α -процентного теста Вальда на первом шаге (т.е. в регрессии эндогенных переменных на инструменты) превышает пороговое значение r . В работе Stock & Yogo (2005) приведены критические значения для F-статистики в регрессии на первом шаге при наличии единственного эндогенного регрессора в зависимости от порогового уровня r для теста Вальда и числа инструментов.

Можно выделить по меньшей мере два подхода к выбору «правильных» инструментов в литературе по оцениванию СФП. В частности, в работах Basu & Fernald (1997) и Diewert & Fox (2004) вместо оценивания с использованием инструментальных переменных используется обычный МНК, что позволяет не рассматривать проблемы, связанные со слабыми инструментами и соответствующим смещением ИП-оценок для малых выборок (смещение которых в случае слабых инструментов может быть больше, чем смещение МНК-оценок). Другой подход предложен в работе Shea (1993): вслед за Applebaum (1982) и др. в качестве инструмента для любой из отраслей используется агрегированный объем выпуска. Данный подход, согласно Shea (1993), является не самым предпочтительным: полученные на его основе оценки параметров могут быть смещены из-за влияния на совокупный объем выпуска

общих шоков издержек. Shea (1993) утверждает, что при выборе инструментов для каждой конкретной отрасли необходимо учитывать ее специфику. Критерий выбора, который предлагает автор, основан на межотраслевых балансах: на основе таблиц, характеризующих межотраслевые взаимосвязи, определяются отрасли, которые наиболее тесно связаны друг с другом. Изменения в выпуске одной из отраслей представляют собой экзогенный шок для второй отрасли. Inklaar (2005), следуя схожей логике при выборе инструментов, рассматривает в качестве инструментов для первичных отраслей взвешенные темпы роста объемов производства во вторичных отраслях. Шоки издержек во вторичных отраслях сказываются на ценах готовой продукции в первичных отраслях. В Inklaar (2005) приведены результаты использования построенных таким образом инструментов для стран Европы и показано, что данные инструменты дают лучшие результаты на первом шаге по сравнению со стандартными инструментами Холла–Рамеи: F-статистики существенно выше, и число отраслей, для которых величина смещения ИП-оценок не превышает 10% от смещения МНК-оценок, ниже, чем в случае использования инструментов Холла–Рамеи. Однако методика Shea (1993) довольно ограничена в своем применении. Прежде всего, существуют такие вторичные отрасли, продукция которых используется практически во всех остальных отраслях и составляет значительную долю от их затрат, например, отрасли топливной промышленности. Кроме того, есть разновидность готовой продукции, например в пищевой промышленности, которая не используется как промежуточная продукция в первичных отраслях. В результате построить таким способом инструменты можно далеко не для любой отрасли.

Приведенные выше подходы к выбору инструментальных переменных не всегда пригодны для российских данных. Так, все перечисленные подходы свидетельствуют в пользу слабых инструментов. Наилучшие результаты с точки зрения минимизации смещения в ИП-оценках параметров (с учетом ММПОИ-оценивания) дает, казалось бы, самый простой и стандартный подход – подход Холла–Рамеи. В качестве инструментов в данной работе используются следующие индикаторы и их первые разности (источник данных: IMF November 2007 database):

- темп роста индекса цен на нефть (UK Brent) по отношению к дефлятору ВВП;
- темп роста реального эффективного обменного курса рубля (REER).

Выбор индикатора, характеризующего динамику цен на нефть, согласуется с исходным подходом Холла–Рамеи, однако, как отмечают Basu & Fernald (1997), в случае, если улучшение технологий в экономике связано с благоприятной динамикой цен топливных ресурсов, технологический прогресс будет проявляться тогда, когда цены, наоборот, снижаются. Выбор REER в качестве инструмента для факторов производства во многом связан с логикой, предложенной в работе Вдовиченко, Дынникова и Субботин (2003), в которой рассматривается влияние реального обменного курса рубля на реальный уровень выпуска по отраслям. Ожидается, что в ответ на колебания реального обменного курса отрасли будут подстраивать объем факторов, используемых в производстве продукции.

Basu, Kimball & Fernald (2006) получают оценки параметров, используя оптимизационную процедуру для системы уравнений (5)–(7), при этом в явном виде оценивают параметры \hat{s}_K , \hat{s}_L , \hat{s}_M . Использовать схожий подход на российских данных с учетом ограничений на параметры (и с учетом знаков) не удастся: оптимизационная процедура либо не сходится, либо не дает хороших оценок параметров при ограничениях; более того, оценки для тех или иных долей факторов производства в преобладающем большинстве отраслей сходятся к нулю. В работе используется другой подход к оцениванию: предполагается, что доли s_K , s_L , s_M фиксированы экзогенно в соответствии с правилом: $s_K \in [0, 1]$, s_L удовлетворяет соотношению $s_L = 2s_K$, которое, как было отмечено несколькими разделами ранее, выполняется для российских данных (Бессонов, 2004; Бессонова, 2007). В таком случае $s_M = 1 - s_K - s_L$, если $s_M > 0$, и $s_M = 0$ при $1 - s_K - s_L < 0$.

5 Результаты оценивания

В период 1995–2004 гг. трансформационные процессы в отрасли и последующий кризис 1998 г. привели к падению выпуска в отраслях. В данном случае концепция агрегированной на отраслевом уровне производственной функции вряд ли будет описывать состояние экономики до 1998 г. Соответственно, может быть полезно рассмотреть укороченный период времени с 1999 по 2004 гг. С одной стороны, при отбрасывании переходной динамики остается довольно мало наблюдений, что само по себе может негативно отразиться на оценках параметров, но с другой стороны, это может прояснить, каким образом U-образная динамика объемов промышленного производства влияет на результаты оценивания СФП.

5.1 Рост СФП с учетом загрузки мощностей: 1995–2004 гг.

В данном подразделе анализируется отраслевая динамика СФП с учетом загрузки производственных мощностей. Оценивание СФП основано на подходе Basu, Kimball & Fernald (2006) с учетом индексов загрузки мощностей РЭБ по капиталу и труду в качестве прокси для показателей использования капитала Z_t и труда E_t . В соответствии с рассматриваемым подходом предполагается, что отраслевые темпы роста СФП можно вычислить по формуле:

$$dw_t = d\tilde{a}_t + \hat{c} = dy_t - \hat{\gamma}dx_t - \hat{\beta}du_t. \quad (13)$$

Следует также отметить, что при анализе полного периода времени, с 1995 по 2004 гг., отраслевые оценки СФП в соответствии со стандартным подходом Солоу получить не удастся, т.к. динамика комбинации факторов производства сама по себе, без учета загрузки производственных мощностей, не в состоянии объяснить U-образную динамику выпуска. В частности, с этой точки зрения учет загрузки мощностей для российской экономики обладает дополнительным преимуществом.

В таблице 1 представлены оценки параметров отдачи от масштаба и отдачи на использование факторов производства по 12 отраслям промышленности. В соответствии с результатами F-теста для первого шага смещение в оценках из-за использования слабых инструментов при ММПОИ оценивании составляет 5%.

Из таблицы 1 можно также видеть, что значимая оценка параметра отдачи от масштаба была получена только для легкой промышленности. Inklaar (2005) в своей работе анализирует, выполняется ли предпосылка о постоянной отдаче, тестируя гипотезу об отличии полученных оценок параметров для отраслей от $\gamma_i = 1$ для всех i . Однако в данном случае оценки свидетельствуют о наличии убывающей отдачи и, кроме того, не отличаются значимо от нуля (хотя при этом значимо отличаются от таковых при постоянной отдаче).

Оценки параметра отдачи на использование факторов значимы и положительны для 9 отраслей из 12, что соответствует гипотезам в исходном подходе Basu, Kimball & Fernald (2006). В соответствии с предположениями, ожидаемые знаки параметров следующие: $\gamma_i > 1$ и $\beta_i > 0$, $i = 1, \dots, 12$. Гипотеза $\beta_i > 0$ не отвергается в случае отраслей российской промышленности, что свидетельствует об обоснованности выбора агрегированных индексов загрузки мощностей в качестве единой прокси для отраслевых показателей использования факторов du_{it} . Inklaar (2005) вслед за Basu, Kimball & Fernald (2006) использует количество отработанных часов как прокси и получает для стран Европы отрицательные и в большинстве случаев незначимые оценки для $\hat{\beta}_i$.

Полученные результаты для отдачи на использование факторов производства по сути означают, что в период с 1995 по 2004 гг. динамика СФП не отличается от динамики уровня загрузки производственных мощностей. Незначимость параметра γ , с одной стороны, означает, что предположения относительно спецификации производственной функции могут быть не до конца верны, однако с другой стороны, в данном случае об уровне загрузке мощностей

Таблица 1: СФП с учетом загрузки мощностей: 1995–2004 гг.

Отрасль	$\hat{\gamma}$	$\hat{\beta}$	$\epsilon_L, \epsilon_K, \epsilon_M$	F-статистика
машиностроение	−0,013 (0,102)	1,678*** (0,378)	0,7, 0,3, 0	7,087
легкая промышленность	0,481*** (0,131)	2,159*** (0,511)	0,6, 0,3, 0,1	7,895
цветная металлургия	0,020 (0,036)	0,773*** (0,136)	0,7, 0,3, 0	6,817
нефтедобывающая	−0,002 (0,026)	0,112 (0,100)	0,7, 0,3, 0	7,409
нефтеперерабатывающая	0,043 (0,056)	0,190 (0,210)	0,7, 0,3, 0	7,694
газовая промышленность	0,023 (0,031)	0,169 (0,122)	0,7, 0,3, 0	7,520
угольная промышленность	−0,038 (0,054)	0,926*** (0,206)	0,7, 0,3, 0	7,440
черная металлургия	−0,092 (0,066)	0,954*** (0,211)	0,6, 0,3, 0,1	7,251
электроэнергетика	−0,050 (0,040)	0,462*** (0,148)	0,7, 0,3, 0	7,145
химическая промышленность	−0,040 (0,070)	1,420*** (0,243)	0,6, 0,3, 0,1	8,171
ЛДЦБ промышленность	0,069 (0,067)	1,089*** (0,250)	0,6, 0,3, 0,1	7,056
пищевая промышленность	−0,018 (0,057)	0,802*** (0,215)	0,6, 0,3, 0,1	7,659

Замечания: «F-статистика» ссылается на первый шаг 2ШМНК. Уровни значимости: * – 10% уровень, ** – 5% уровень, *** – 1% уровень. В скобках указаны стандартные ошибки. Квантили ММПОИ для порогового значения r 5%-ного теста Вальда гипотезы $\beta = \beta_0$: 5,44 ($r = 0,05$), 3,87 ($r = 0,1$), 3,30 ($r = 0,2$), 2,98 ($r = 0,3$). В качестве тестов на сверхидентифицирующие ограничения используются хи-квадрат тест Андерсона–Рубина и F-тест Басманна. Гипотеза о валидности инструментов не отвергается.

можно говорить как о дополнительном виде фактора производства. Рост объема произведенной в экономике продукции сопровождается увеличением объема факторов, использующихся в производстве, и в том числе ростом загрузки производственных мощностей.

Процедура оценивания СФП не работает для трех отраслей топливной промышленности: нефтедобывающей, нефтеперерабатывающей и газовой. С одной стороны, можно говорить о том, что для отраслей топливной промышленности выбор инструментов, использующихся для оценивания СФП, недостаточно обоснован, поскольку инструменты Холла–Рамеи включают индикатор, отвечающий за динамику цен на нефть. Однако использование инструментальных переменных в рамках описанных ранее подходов не позволяет улучшить результаты. Таким образом, можно говорить о том, что сам по себе подход, предполагающий существование производственной функции в отраслях топливной промышленности, неверен, т.е. динамика объемов выпуска в данном случае определяется никак не факторами производства такими как труд, капитал, материальные затраты или загрузка мощностей.

Вслед за Vasu, Kimball & Fernald (2006) можно построить агрегированный показатель темпов роста СФП на уровне промышленности как взвешенную с весами (14) комбинацию отраслевых темпов роста СФП в соответствии с формулой (15):

$$dw = \sum_i \left(\frac{\theta_i}{1 - s_{Mi}} \right) dw_i, \quad (14)$$

$$\theta_i = \frac{P_i Y_i - P_{Mi} M_i}{\sum_i (P_i Y_i - P_{Mi} M_i)} \equiv \frac{P_i^V V_i}{P^V V}. \quad (15)$$

Веса θ_i рассчитываются как доля валовой добавленной стоимости отрасли i в совокупной валовой добавленной стоимости.

На Рис. 3 изображена кумулятивная динамика агрегированного индикатора СФП в уровнях, т.е. уровень СФП в 1 квартале 1995 г. принимается равным 1, СФП в остальных кварталах рассчитывается на основе полученных темпов роста. Также на данном графике представлена динамика объема производства в промышленности и показателей загрузки производственных мощностей капитала и труда. Из графика видно, что падение выпуска и уровней загрузки мощностей, характерное до 1998 г., сопровождалось схожим снижением СФП, т.е. технологическим «регрессом».

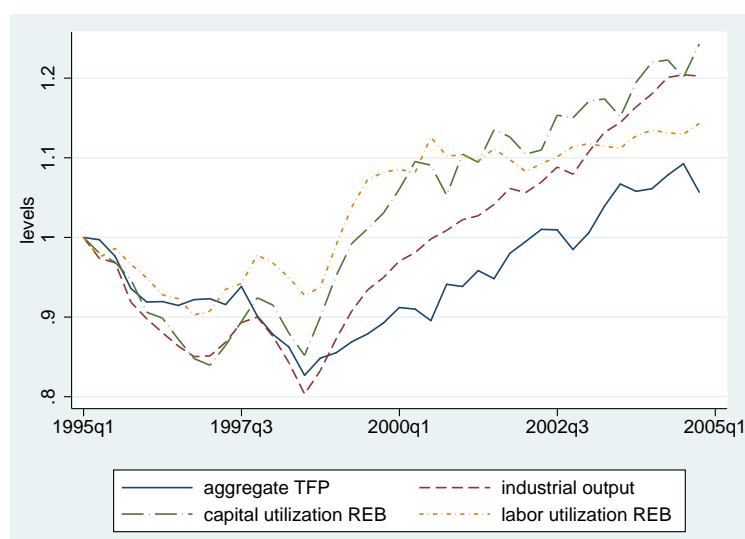


Рис. 3: Кумулятивная динамика: СФП, выпуск и загрузка мощностей.

Однако после 1998 г. рост выпуска сопровождается постепенным ростом СФП, что может свидетельствовать в пользу гипотезы о том, что наблюдающийся в последние несколько лет рост хотя бы отчасти вызван улучшением используемых в экономике технологий. Можно также отметить, что динамика агрегированного индикатора СФП проциклична, т.е. рост загрузки производственных мощностей соответствует росту выпуска и улучшению технологий, в то время как в работе Basu, Kimball & Fernald (2006), наоборот, снижение загрузки мощностей рассматривается как фактор, свидетельствующий о технологическом прогрессе. Динамика отраслевых индикаторов СФП в уровнях представлена на Рис. 4.

Динамика технологического прогресса на отраслевом уровне для большинства отраслей отражает наличие структурного сдвига в СФП после 1998 г. Тем не менее, есть отрасли, в которых динамика СФП довольно инертна на протяжении всего рассматриваемого периода, в частности, в цветной металлургии. Постепенное улучшение в динамике СФП после 1990-х гг. в легкой промышленности сходит к минимуму уже в 2002 г., после чего СФП в данной отрасли начинает медленно снижаться. Интересно также отметить машиностроение, где в 2002 г. наблюдается снижение СФП. По оценкам в Бессонова (2007) на основе данных по предприятиям, результат схожий: в 2002 г. рост СФП в машиностроении отрицателен, а к 2004 г. процесс улучшения технологий в отрасли заканчивается.

5.2 Оценивание СФП: проблема отдачи от масштаба

Как уже было отмечено ранее, для того чтобы понять, насколько результаты из предыдущего подраздела меняются в зависимости от выбора периода времени, отраслевые индикаторы СФП рассчитываются за период 1999–2004 гг., т.е. исключается структурный сдвиг.

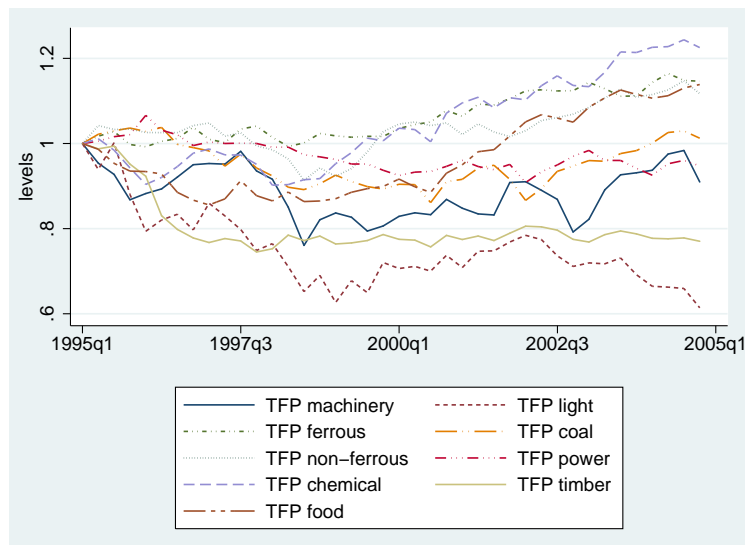


Рис. 4: Кумулятивная динамика СФП по отраслям.

В случае укороченного временного интервала можно сопоставить два подхода к оцениванию СФП: стандартный подход Солоу с учетом непостоянной отдачи от масштаба и подход Basu, Kimball & Fernald (2006) с поправкой на загрузку мощностей.

Стандартный подход Солоу (см. таблицу 2) для укороченного временного интервала дает значимо отличные от 0 и 1 оценки параметров отдачи от масштаба $\hat{\gamma}_i$ для 6 отраслей из 12. При этом гипотезы как о постоянной, так и о возрастающей отдаче от масштаба отвергаются. Оценки, свидетельствующие об убывающей отдаче от масштаба, могут быть следствием проблемы, связанной с оценкой капитальных активов, которая обсуждалась в работе ранее: довольно интенсивное увеличение отраслевых капитальных активов в соответствии с модельными оценками, используемыми в данной работе, вместе с ростом (в среднем, по всем отраслям) численности работников и отработанных часов перевешивают динамику объемов производства, что и приводит к получению оценок $\hat{\gamma}_i$ существенно меньших, чем 1.

Подход к оцениванию СФП с учетом загрузки мощностей для более короткого временного интервала не дает существенных улучшений в отраслевых оценках параметров отдачи от масштаба (см. таблицу 3), а именно только для двух отраслей из 12 получаемые оценки $\hat{\gamma}_i$ значимо отличаются от 0. Оценки отдачи от использования факторов $\hat{\beta}_i$ для выборки без структурного сдвига ниже, чем для полного временного интервала.

Чем объясняется полученная убывающая отдача от масштаба в отраслях российской экономики? В работе Basu & Fernald (1997) отмечена проблема с оцениванием отдачи от масштаба: для некоторых отраслей США авторы получают, что оценки значимо ниже, чем $\gamma_i = 1$. Точнее, для отраслей, производящих товары длительного пользования (в случае, когда отраслевой выпуск измеряется как валовая добавленная стоимость), оценки отдачи от масштаба практически нулевые с высокими стандартными ошибками (Basu & Fernald, 1997), что похоже на ситуацию, наблюдаемую с оценками отдачи от масштаба в данной работе. Более того, интуиция может подсказывать, что для российской экономики характерна ситуация с возрастающей отдачей от масштаба, которая может вести к возникновению множественности равновесий в динамических моделях общего равновесия, т.е. наблюдается нестабильность экономического развития. Еще одно возможное объяснение проблемы с оценками отдачи от масштаба заключается в том, что параметр γ_i явным образом предполагается постоянным на протяжении всего временного интервала, т.е. между динамикой выпуска и факторов производства должно существовать стабильное во времени соотношение (Basu & Fernald, 1997). Однако параметр отдачи от масштаба может меняться с течением

Таблица 2: Остаток Солоу с непостоянной отдачей от масштаба: 1999–2004 гг.

Отрасль	$\hat{\gamma}$	$\epsilon_L, \epsilon_K, \epsilon_M$	F-статистика
машиностроение	0,228** (0,090)	0,7, 0,3, 0	10,258
легкая промышленность	0,470*** (0,125)	0,6, 0,3, 0,1	8,027
цветная металлургия	0,102*** (0,039)	0,7, 0,3, 0	9,593
нефтедобывающая	-0,023 (0,020)	0,7, 0,3, 0	9,146
нефтеперерабатывающая	-0,047 (0,044)	0,7, 0,3, 0	9,697
газовая промышленность	0,018 (0,030)	0,7, 0,3, 0	9,614
угольная промышленность	0,089 (0,066)	0,7, 0,3, 0	9,778
черная металлургия	0,162** (0,069)	0,6, 0,3, 0,1	10,542
электроэнергетика	-0,018 (0,042)	0,7, 0,3, 0	10,503
химическая промышленность	0,152*** (0,056)	0,6, 0,3, 0,1	11,934
ЛДЦБ промышленность	0,112*** (0,033)	0,6, 0,3, 0,1	11,807
пищевая промышленность	0,016 (0,034)	0,6, 0,3, 0,1	12,855

Замечания: См. замечания к таблице 1.

времени, соответственно аппроксимировать коэффициенты $\hat{\gamma}_{it}$ постоянным коэффициентом $\hat{\gamma}_i$ не всегда обоснованно. Более того, убывающая отдача от масштаба, наблюдающаяся на уровне отраслей, может быть причиной агрегирования данных: агрегирование индивидуальных данных по предприятиям до уровня отраслей не учитывает неоднородность фирм по размеру и степень концентрации фирм в отрасли.

5.3 Темпы роста технологического прогресса

Рассчитанные за 1995–2004 гг. темпы роста индикаторов СФП (как отраслевых, так и агрегированного) до 1998 г. отрицательны, т.е. в 3 квартале 1998 г. наблюдается ярко выраженный структурный сдвиг. Чтобы изучить и сопоставить средние отраслевые темпы роста, в работе используется период времени с 1999 по 2004 гг., т.к. в 1995–2004 гг. отрицательные темпы роста до 1998 г. практически полностью уравниваются положительной динамикой СФП после 1998 г. (в результате отраслевые темпы роста близки к 0). В таблице 4 представлены отраслевые темпы роста СФП, темпы роста агрегированного индикатора СФП по промышленности, а также, для сопоставления, темпы роста объема производства в промышленности.

Довольно высокая степень разброса в отраслевых темпах роста СФП объясняется тем, что индикаторы рассчитываются как остатки из соответствующих регрессий: несмотря на сезонное сглаживание анализируемых показателей, в остатках присутствует определенная степень сезонности.

Наиболее высокий темп роста технологий характерен для химической промышленности: 1,24% в среднем за квартал после 1999 г. Пищевая промышленность также характеризуется существенным улучшением технологий производства (1,17%). Преобладание негативных шоков технологий в легкой промышленности, электроэнергетике и лесной промышленности ведет к тому, что темпы роста СФП в данных отраслях в лучшем случае близки к 0, а в худшем – отрицательны. Что касается агрегированного уровня, промышленности в целом,

Таблица 3: СФП с учетом загрузки мощностей: 1999–2004 гг.

Отрасль	$\hat{\gamma}$	$\hat{\beta}$	$\epsilon_L, \epsilon_K, \epsilon_M$	F-статистика
машиностроение	0,191* (0,107)	0,359 (0,531)	0,7, 0,3, 0	6,581
легкая промышленность	0,208* (0,115)	1,620*** (0,569)	0,7, 0,3, 0	6,553
цветная металлургия	0,033 (0,043)	0,480** (0,192)	0,7, 0,3, 0	5,828
нефтедобывающая	0,010 (0,022)	-0,286 (0,100)	0,7, 0,3, 0	5,880
нефтеперерабатывающая	-0,070 (0,055)	0,219 (0,261)	0,7, 0,3, 0	6,465
газовая промышленность	0,016 (0,038)	0,054 (0,184)	0,7, 0,3, 0	6,129
угольная промышленность	0,014 (0,077)	0,606* (0,206)	0,7, 0,3, 0	6,244
черная металлургия	0,017 (0,079)	0,883*** (0,292)	0,6, 0,3, 0,1	6,261
электроэнергетика	-0,063 (0,050)	0,427* (0,251)	0,7, 0,3, 0	6,700
химическая промышленность	0,051 (0,060)	0,942*** (0,295)	0,6, 0,3, 0,1	7,493
ЛДЦБ промышленность	0,062 (0,038)	0,484*** (0,198)	0,6, 0,3, 0,1	7,175
пищевая промышленность	-0,007 (0,042)	0,242 (0,227)	0,6, 0,3, 0,1	8,254

Замечания: См. замечания к таблице 1.

динамика объема производства (рост в 1,55% за квартал) более интенсивна по сравнению с динамикой технологического прогресса (0,94%). Таким образом, в среднем примерно половина роста выпуска в российской промышленности экзогенна: она не объясняется технологическим прогрессом.

6 Заключение

В данной работе был проанализирован модифицированный подход к оцениванию совокупной факторной производительности (СФП) по отраслям российской промышленности для оценки уровня технологического прогресса в экономике. Основные результаты работы следующие.

1. Полученные оценки для темпов роста СФП на агрегированном уровне свидетельствуют о том, что рост объемов производства, который наблюдается в российской экономике после 1998 г., сопровождается постепенным улучшением технологий. На отраслевом уровне наиболее высокие темпы роста технологического прогресса (в среднем за период с 1999 по 2004 гг.) характерны для химической промышленности и пищевой промышленности.
2. Резюмировать ситуацию, происходящую с динамикой технологического прогресса до 1998 г., можно следующим образом: что такое отрицательный шок технологий и насколько оправданно в него верить?
 - Если в возможность технологического «регресса» не верить, то падение СФП после 1998 г. можно объяснять наличием ошибок измерения, что связано с особенностями измерения СФП как остатка. Соответственно, учет дополнительных нетехнологических эффектов мог бы позволить элиминировать отрицательные темпы роста

Таблица 4: Темпы роста технологического прогресса: 1999–2004 гг., за квартал, %%

Отрасль	Среднее	Ст.отклонение	Минимум	Максимум
машиностроение	0,51	4,17	–8,82	9,17
легкая промышленность	–0,38	4,71	–9,22	10,92
цветная металлургия	0,48	1,33	–1,57	2,85
угольная промышленность	0,50	2,64	–5,39	5,70
черная металлургия	0,73	1,98	–2,63	4,83
электроэнергетика	–0,76	1,82	–4,48	2,91
химическая промышленность	1,24	2,32	–2,77	6,70
ЛДЦБ промышленность	–0,05	1,63	–2,71	3,56
пищевая промышленность	1,17	1,76	–1,98	5,10
агрегированный СФП	0,94	1,93	–3,28	5,09
совокупный выпуск	1,55	1,27	–0,82	4,77

СФП. Кроме того, можно спорить и о природе технологического «регресса»: имеет ли место ухудшение технологий, если снижение СФП практически полностью объясняется снижением загрузки мощностей.

- Если верить в то, что технологии могут не только улучшаться, но еще и ухудшаться, то эффект снижения СФП до 1998 г. можно связать с трансформационными процессами, протекавшими в экономике в 1990-х годах, а также с последующим кризисом 1998 г. Последствиями данных процессов стала дезорганизация хозяйственных связей между предприятиями в экономике, а также реорганизация институциональной среды как таковой. «Капитал» и «труд» в том виде, в котором они подразумеваются в производственной функции, вовсе не соответствуют тому, что под капиталом и трудом понимается в статистических данных: снижение качества факторов производства, связанное с процессами накопления человеческого капитала и отсутствием навыков для взаимодействия с новыми институтами привели к технологическому «регрессу» в экономике. Вера в технологический «регресс» позволяет обосновать и убывающую отдачу от масштаба, т.к. предприятия во многих отраслях получали отрицательную прибыль в период трансформационного спада.

3. Полученные оценки отраслевых СФП с учетом загрузки производственных мощностей капитала и труда не согласуются с гипотезами возрастающей или постоянной отдачи от масштаба. Оценки отдачи от масштаба близки к 0 и существенно меньше 1, т.е. в данных мы наблюдаем убывающую отдачу. Объяснение данного феномена может заключаться в рассматриваемой в литературе проблеме оценивания отдачи от масштаба. Vasu & Fernald (1997) отмечают, что разброс в оценках тесным образом связан, во-первых, с выбором индикаторов для соответствующих переменных производственной функции, в особенности с правильным измерением индикатора капитальных активов, во-вторых, с процедурой агрегирования данных по предприятиям до отраслей. Структурный сдвиг, наблюдающийся в данных в 1998 г. не воздействует существенно на получаемые оценки параметров. Анализ укороченного временного интервала, с 1999 по 2004 гг., улучшает оценки, полученные с использованием стандартного подхода Солоу с учетом непостоянной отдачи от масштаба: в случае временного интервала 1995–2004 гг. динамика факторов производства без учета загрузки мощностей не объясняет U-образную динамику выпуска. Оценки, полученные для укороченного интервала времени, значимо отличны от 0 для половины из анализируемых отраслей, однако свидетельств в пользу

гипотез о постоянной или возрастающей отдаче по-прежнему нет. Оценки параметров для СФП с учетом уровня загрузки мощностей для 1999–2004 гг. практически не отличаются от исходных оценок для 1995–2004 гг. Основное отличие заключается в том, что при исключении структурного сдвига из выборки влияние загрузки производственных мощностей на динамику выпуска снижается (параметры отдачи на использование факторов меньше).

В качестве направлений для дальнейшего исследования в области измерения СФП для российской экономики с использованием отраслевой статистики можно выделить, во-первых, поиск других альтернатив рассмотренным индикаторам для капитала и загрузки производственных мощностей, во-вторых, подбор или построение альтернатив используемым в оценивании инструментам, позволяющих более качественно решить проблему эндогенности. Помимо технических вопросов с оцениванием, само по себе измерение технологического прогресса и построение хороших оценок, характеризующих улучшение/ухудшение технологий в экономике, может способствовать дальнейшему анализу в области экономического роста и НТП, т.е. позволит изучить, в частности, каким образом шоки технологий влияют на динамику макроэкономических показателей.

Благодарности

Данная работа была подготовлена в рамках исследовательского проекта «Волатильность и рост» в РЭШ в 2007–2008 гг. под руководством Олега Замулина и Кирилла Сосунова. Автор благодарен научным руководителям, Владимиру Бессонову, Евгении Бессоновой, Дэвиду Брауну, Ирине Денисовой, Илье Воскобойникову за помощь при написании работы, а также всем участникам XXIII Научной Конференции РЭШ за ценные комментарии и замечания.

Список литературы

- Бессонов, В.А. (2004). О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике. *Экономический журнал ВШЭ* 4, 542–587.
- Бессонов, В.А. & И.Б. Воскобойников (2006). О динамике основных фондов и инвестиций в российской переходной экономике. *Экономический журнал ВШЭ* 2, 193–228.
- Бессонова, Е. (2007). Оценка эффективности производства российских промышленных предприятий. *Прикладная эконометрика* 2, 1–23.
- Вдовиченко, А., О. Дынникова & В. Субботин (2003). О влиянии реального обменного курса на различные сектора российской экономики. Экономическая экспертная группа.
- Воскобойников, И.Б. (2003). Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961–2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов. *Препринт* WP2/2003/03, ГУ–ВШЭ.
- Энтов, Р., О. Луговой, Е. Астафьева, В. Бессонов, И. Воскобойников, М. Турунцева & Д. Некипелов (2003). Факторы экономического роста российской экономики. *Научные труды ИЭПП* 70Р.
- Abbott, T.A., Z. Griliches & J. Hausman (1998). Short run movements in productivity: Market power versus capacity utilization. Глава в *Practicing Econometrics: Essays in Method and Application* под редакцией Z. Griliches. Cheltenham: Edward Elgar.
- Applebaum, E. (1982). The estimation of the degree of oligopoly power. *Journal of Econometrics* 19, 287–299.
- Baily, M.N., E.J. Bartelsman & J. Haltiwanger (2001). Labor productivity: Structural change and cyclical dynamics. *Review of Economics and Statistics* 83, 420–433.
- Basu, S. (1998). Technology and business cycles: How well do standard models explain the facts? *Conference Series* 2, Federal Reserve Bank of Boston.
- Basu, S. & J. Fernald (1997). Returns to scale in U.S. production: Estimates and implications. *Journal of Political Economy* 105, 249–283.

- Basu, S., J. Fernald & M. Kimball (2006). Are technology improvements contractionary? *American Economic Review* 96, 1418–1448.
- Bernarke, B. & M. Parkinson (1991). Procyclical productivity and competing theories of the business cycle: Some evidence from interwar U.S. manufacturing industries. *Journal of Political Economy* 99, 439–459.
- Bessonova, E., K. Kozlov & K. Yudaeva (2002). Trade liberalization, foreign direct investment, and productivity of Russian firms. Manuscript, Centre for Economic and Financial Research.
- Brown, D.J. & J.S. Earle (2000). Competition and firm performance: Lessons from Russia. *CEPR Discussion Papers* DP2444.
- Burnside, C. (1996). Production function regressions, returns to scale, and externalities. *Journal of Monetary Economics* 37, 177–201.
- Burnside, C., M. Eichenbaum & M. Rebelo (1995). Capital utilization and returns to scale. *NBER Macroeconomics Annual* 1995, 67–110.
- Chang, Y. & J.H. Hong (2006). Do technological improvements in the manufacturing sector raise or lower employment? *American Economic Review* 96, 352–368.
- Diewert, W.E. & K.J. Fox (2004). On the estimation of returns to scale, technical progress and monopolistic markups. Manuscript, University of British Columbia.
- Dolinskaya, I. (2002). Explaining Russia's output collapse: Aggregate sources and regional evidence. *IMF Staff Papers* 49, 1.
- Griliches, Z. & J. Mairesse (1983). Comparing productivity growth: An exploration of French and U.S. industrial and firm data. *European Economic Review* 21, 89–119.
- Hall, R.E. (1990). Invariance properties of Solow's productivity residual. Глава в *Growth, Productivity, Unemployment: Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday* под редакцией P. Diamond. Cambridge: MIT Press.
- Inklaar, R. (2006). Cyclical productivity in Europe and the U.S.: Evaluating the evidence on the returns to scale and input utilization. *Economica* 296, 822–841.
- Jorgenson, D. (1995). *Productivity. Том I: Postwar U.S. Economic Growth*. Cambridge: MIT Press.
- Jorgenson, D.W. & K.J. Stiroh (2000). Raising the speed limit: U.S. economic growth in the information age. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 125–211.
- Lucas, R.E.J. (1970). Capacity, overtime, and empirical production functions. *American Economic Review Papers and Proceedings* 60, 23–27.
- Marchetti, D.J. & F. Nucci (2005). Price stickiness and the contractionary effect of technology shocks. *European Economic Review* 49, 1137–1163.
- Meinen, G., P. Verbiest & P.-P. Wolf (1998). Perpetual inventory method. Service lives, discard patterns, and depreciation methods. Heerlen-Voorburg: Statistics Netherlands.
- OECD Manual. Measuring productivity. Measurement of aggregate and industry-level productivity growth. *Statistics Portal*, 1–156.
- Oomes, N. & O. Dynnikova (2006). The utilization-adjusted output gap: Is the Russian economy overheating? *IMF Working Paper* 06/68.
- Shapiro, M.D. (1996). Macroeconomic implications of variation in the workweek of capital. *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 79–119.
- Shea, J. (1993). The input-output approach to instrument selection. *Journal of Business & Economic Statistics* 2, 145–155.
- Solow, R.M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics* 39, 312–320.
- Solow, R.M. (1964). Draft of presidential address: On the short-run relation of employment and output. Manuscript, MIT.
- Stock, J.H. & M. Yogo (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. Глава в *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg* под редакцией J.H. Stock & D.W.K. Andrews. Cambridge: Cambridge University Press.

Источники данных

IMF November 2007 database, commodity prices and exchange rates.

«Движение рабочей силы: среднесписочная численность работников и количество отработанных человеко-часов». ФСГС, 1995–2004, Отдел статистической информации ГУ–ВШЭ.

«Заработная плата в России: эволюция и дифференциация». Под редакцией В.Е. Гимпельсона и Р.И. Капелюшниковой. Москва: Издательский дом ГУ–ВШЭ, 2008.

«Затраты на производство и реализацию продукции (работ, услуг)». ФСГС, 1995–2004, Центр анализа данных ГУ–ВШЭ, Отдел статистической информации ГУ–ВШЭ, stat.hse.ru/main.html.

«Инвестиции в России». ФСГС, 2001, 2003, 2005, www.gks.ru.

«Инвестиции в экономику РФ». ФСГС, Отраслевые, 1999–2004. Центр анализа данных ГУ–ВШЭ, Отдел статистической информации ГУ–ВШЭ, stat.hse.ru/main.html.

«Основные показатели работы промышленности». Ежемесячный сборник ФСГС, 1995–2004. Отдел статистической информации ГУ–ВШЭ.

«Российский статистический ежегодник». ФСГС, 2001–2006, www.gks.ru.

Measurement of technological progress in Russia

Eugenia Nazrullaeva

Higher School of Economics, Moscow, Russia

Measurement of technological progress is one of core issues in the growth theory. Applied growth accounting based on the standard Solow residual approach to technology measurement assumes exogenous nature of productivity growth not explained by the dynamics of factor inputs. This exogenous unexplained residual is considered as a proxy for the technological change. The existing research in TFP measurement for Russian economy concentrates on the analysis of the transition process and considers the collapse in output as being caused by the fall in TFP, i.e. by technological “regress”. The declining TFP is sometimes explained by the fall in efficiency of production process or by the fall in capacity utilization. In this paper the TFP is estimated using Russian industry level data from the Federal State Statistics Service and Russian Economic Barometer from 1995 to 2004. TFP measurement based on observable estimates for capital and labor utilization accounting for the specifics of Russian industrial statistics reveals that the output growth after 1998 is accompanied by a slow technological improvement, and that a negative technology shock is observed before 1998.

Keywords: total factor productivity, technological progress, capital and labor utilization, Russian production industries

JEL Classification: C22, E22, O33

Различные индексы прогнозирования экономической активности в России*

Олег Демидов[†]

Droege & Comp., Москва, Россия

Рассматриваются различные способы вычисления индексов прогнозирования экономической активности в России. Первый способ – это методика, используемая российским Центром Развития и основанная на концепции «циклов роста». Второй подход объединяет в себе динамический метод главных компонент и динамический факторный анализ. Третий подход – это методика американского Национального Бюро Экономических Исследований, состоящая в построении диффузионных индексов с использованием динамической факторной модели. Данная работа является попыткой раскрыть преимущества и недостатки этих трех методов в применении к российским данным и предложить наилучшую методику для прогнозирования экономической активности в России.

Ключевые слова: индекс экономической активности, опережающие и текущие индикаторы, метод динамических главных компонент, факторная модель, Россия

Классификация JEL: C32, E37, O11

1 Введение

Система текущих и опережающих индикаторов – один из самых широко используемых методов прогнозирования будущей экономической активности. Этот метод впервые был применен в Соединенных Штатах в 1930-х годах. Регулярные публикации по используемым индикаторам были начаты в конце 1960-х и продолжаются по сей день (см. Stock & Watson, 1989, 2002). В 1980-х в OECD Statistics Directorate начали строить опережающие индикаторы для стран Евросоюза (см. Forni, Hallin, Lippi & Reichlin, 2001). Что касается России, то такие индикаторы строятся в Центре Развития с использованием своей собственной методологии (см. Smirnov, 2000, 2006). Однако методология Центра Развития имеет несколько недостатков. Данная статья является попыткой приложить европейскую процедуру и процедуру Стока и Уотсона к российским данным, а также улучшить некоторые аспекты данных методологий.

Обычно текущие и опережающие индикаторы экономической активности – это взвешенные средние определенных временных рядов, и необходим критерий того, как взвешивать различные компоненты индексов, чтобы учесть временные сдвиги между этими компонентами. Это порождает методологические проблемы: какой статистический критерий надо выбрать для построения этих средних, и какой метод необходим, чтобы реализовать оценивание для больших панелей временных рядов?

Метод, предложенный Центром Развития, состоит из следующих шагов. Во-первых, проводится датирование поворотных точек бизнес-циклов. Во-вторых, выбираются начальные опережающие индикаторы согласно тому критерию, что их поворотные точки предшествуют поворотным точкам бизнес-циклов. В-третьих, единый опережающий индикатор вычисляется как взвешенное среднее всех выбранных опережающих индикаторов с весами, обратно пропорциональными волатильностям этих индикаторов.

*Цитировать как: Демидов, Олег (2008). «Различные индексы прогнозирования экономической активности в России», Квантиль, №5, стр. 83–102. Citation: Demidov, Oleg (2008). “Different indexes for forecasting economic activity in Russia,” *Quantile*, No.5, pp. 83–102.

[†]Адрес: 115054, Россия, г. Москва, ул. Бахрушина, 32/1. Электронная почта: demidovs@inbox.ru

У этой процедуры есть несколько очевидных недостатков. Во-первых, требуется датирование поворотных точек всех переменных, что порой вызывает достаточно большие трудности из-за высокой волатильности макроэкономических переменных. Во-вторых, процедура отбора имеет неопределенность, поскольку некоторые переменные могут быть как опережающими, так и запаздывающими в различных точках. Наконец, простое усреднение по опережающим индикаторам не принимает во внимание временные сдвиги и взаимную корреляцию между переменными.

В то же время метод, предложенный в Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), позволяет избежать некоторые из этих недостатков. Европроцедура использует основную идею динамической факторной модели: благодаря сильным совместным движениям макроэкономических временных рядов динамика каждой переменной может быть представлена в виде суммы малоразмерной компоненты, общей для всех переменных, и ортогонального идиосинкретического остатка (см. Sargent & Sims, 1977). Факторные модели дают статистическую основу для построения индексов из большого количества временных рядов. Модель, использованная в работе Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), носит название обобщенной динамической факторной модели. Она объединяет в себе динамический факторный анализ и метод динамических главных компонент. Так что оценщик строится таким образом, чтобы принять во внимание временные сдвиги между переменными, правильно взвешивая опережающие и запаздывающие переменные. Это обстоятельство позволяет оценивать модель, используя все переменные – опережающие, текущие и запаздывающие – без необходимости классифицировать их априори.

Однако метод, предложенный в Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), имеет ряд недостатков, которые будут обсуждаться позже, и будут предложены возможные усовершенствования этого метода. Также необходимо принять во внимание то, что построение индексов для России имеет ряд особенностей по сравнению с построением индексов для Еврозоны, таких как отсутствие достаточного объема качественных данных и специфика российских бизнес-циклов.

Более того, вероятно, европроцедура не является оптимальной с точки зрения прогнозирования, так как требует использования приближенной динамической факторной модели. Поэтому также необходимо изучить предсказательные свойства методологии Stock & Watson (2002), которая использует точную статическую модель для прогнозирования. Все методы прогнозирования сравниваются с помощью среднеквадратичной ошибки предсказания (СКОП) вневыборочного прогноза для нахождения наилучшего способа прогнозирования будущего ВВП.

Работа организована следующим образом. Раздел 2 обсуждает теоретические основы циклических индикаторов Центра Развития, опережающих индикаторов европроцедуры и диффузионных индексов Стока и Уотсона. Процедура оценивания и результаты для России представлены в разделе 3. Завершает работу Заключение.

2 Теоретическая часть

2.1 Система циклических индикаторов Центра Развития

Как уже было сказано, методология Центра Развития включает следующие шаги. Сначала поворотные точки бизнес-циклов датируются по поворотным точкам индекса промышленного производства с удаленной сезонностью. Затем рассматриваются поворотные точки 40 индикаторов, чтобы решить, являются ли эти индикаторы опережающими. После тестирования этих переменных 7 из них включены в систему опережающих индикаторов для России (детали см. в Smirnov, 2006):

- Средняя месячная цена нефти марки Urals;

- Доля предприятий с увеличившимся или неизменным спросом;
- Доля предприятий, не имеющих избыточных запасов конечной продукции;
- Денежный агрегат М2, включая рубли и иностранную валюту;
- Обратный индекс реального эффективного обменного курса рубля, вычисленный ЦБ РФ, против корзины валют российских торговых партнеров;
- Индекс РТС;
- Межбанковская процентная ставка.

Наконец, единый опережающий индекс вычислен по следующей процедуре:

1. Для всех подобранных опережающих индикаторов X^i (i – номер ряда) вычисляются симметричные ежемесячные приросты (t – текущий момент времени):

$$x_t^i = 200 \frac{X_t^i - X_{t-1}^i}{X_t^i + X_{t-1}^i}. \quad (1)$$

2. Оцениваются средние значения x_{av}^i и стандартные отклонения s^i полученных приростных рядов:

$$x_{av}^i = \frac{\sum_{t=1}^T x_t^i}{T}, \quad s^i = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (x_t^i - x_{av}^i)^2}{T-1}}, \quad (2)$$

где T – число периодов наблюдений.

3. Для каждого t рассчитываются усредненный прирост g_t , а также среднее g_{av} и стандартное отклонение s^g ряда g_t :

$$g_t = \frac{\sum_{i=1}^n (x_t^i / s^i)}{n}, \quad g_{av} = \frac{\sum_{t=1}^T g_t}{T}, \quad s^g = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (g_t - g_{av})^2}{T-1}}, \quad (3)$$

где n – число исходных индикаторов.

4. Шаги 1–2 выполняются для индексов промышленного производства y . Результат – среднее y_{av} и стандартное отклонение s^y приростного ряда.
5. Показатель g_t корректируется так, чтобы его волатильность была равна волатильности приростов индекса промышленного производства:

$$G_t = g_t \frac{s^y}{s^g}. \quad (4)$$

6. По рекурсивной формуле рассчитываются значения сводного опережающего индекса Z_t путем возврата от приростов к агрегату:

$$Z_1 = \frac{200 + G_1}{200 - G_1}, \quad Z_t = Z_{t-1} \frac{200 + G_t}{200 - G_t}. \quad (5)$$

7. Полученный индекс Z приводится к той же базе, которую имеет индекс промышленного производства (1996 = 100). Для этого все значения Z_t делятся на среднемесячный уровень 1996 г. и умножаются на 100. В итоге получается, что сводный опережающий индекс имеет ту же базу, что и индекс промышленного производства, а симметричные приросты двух этих показателей имеют одинаковую волатильность.

2.2 Построение опережающего и текущего индикаторов по методике Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001)

В работе Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) было предложено оценивать обобщенную динамическую факторную модель по панели, содержащей макроэкономические переменные всех стран Еврозоны, и извлекать ненаблюдаемую общую компоненту из каждого ряда панели. Для этого требуется «очищать» переменные как от ошибок измерения, так и от локальных, то есть присущих только этой переменной, компонент. Тогда текущий индикатор для Еврозоны определяется как взвешенное среднее общих («очищенных») компонент ВВП всех стран. Поэтому так построенный индекс со стохастической размерностью возможно больше единицы учитывает взаимную корреляцию внутри и между странами и суммирует ту часть динамики ВВП, которая наиболее коррелирована с остальной экономикой и поэтому наиболее полезна для оценивания бизнес цикла Еврозоны.

Информацию о ведуще-запаздывающих связях между переменными в панели и текущим индикатором можно затем восстановить по оценкам ковариаций между общими компонентами переменных и текущим индикатором. Эта информация позволяет определить опережающие переменные во всех экономиках Еврозоны, которые затем могут быть агрегированы в единый опережающий индикатор. Наконец, опережающий индикатор можно использовать для прогнозирования текущего индикатора.

Полностью теоретическую основу обобщенной динамической факторной модели можно найти в оригинальной статье Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001). В данном разделе будут представлены только общее описание метода, его критика и возможные пути улучшения.

«Очищение» переменных с помощью метода динамических главных компонент

Главная идея здесь заключается в том, чтобы разделить каждую переменную на две ортогональные компоненты, первая из которых представляет часть индивидуальной динамики, сильно коррелированную с остальной панелью, а вторая – не интересующую нас идиосинкратическую часть.

Предположим, что все макроэкономические ряды, преобразованные должным образом, представляют собой реализацию стационарного в широком смысле n -мерного векторного процесса $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{nt})'$ с нулевым средним. Необходимо выделить с помощью малого числа q «агрегированных индексов» часть динамики, общую для всех процессов x_{it} для $i = 1, \dots, n$:

$$z_{ht} = p_h(L)x_t, \quad h = 1, \dots, q,$$

где q процессов z_{ht} , $h = 1, \dots, q$, являются линейными комбинациями различных лагов переменных из x_t , L – оператор лагирования и $p_h(L) - 1 \times n$ вектор двустороннего линейного фильтра.

Наконец, рассмотрим декомпозицию

$$x_t = \gamma_t^q + \zeta_t^q = C^q(L)z_t^q + \zeta_t^q = K^q(L)x_t + \zeta_t^q, \quad (6)$$

где $\gamma_t^q = (\gamma_{1t}^q, \dots, \gamma_{nt}^q)$ – проекция x_t на настоящее, прошлое и будущее $z_t^q = (z_{1t} \dots z_{qt})'$, и ζ_t^q – остаточный вектор. Потребуем, чтобы фильтр $p_h(L)$ и соответствующие процессы z_{ht} , $h = 1, \dots, q$, удовлетворяли условию максимизации объясненной дисперсии для данного q

$$\sum_{j=1}^n \mathbb{V}[\gamma_{jt}^q]. \quad (7)$$

Процессы z_{1t}, \dots, z_{nt} называются «главными компонентами временного ряда» или «динамическими главными компонентами» процесса x_t . Эти компоненты так же связаны с собственными числами и векторами матрицы спектральной плотности процесса x_t , как статистические главные компоненты связаны с собственными числами и векторами ковариационной матрицы.

Точнее, пусть $P_x(k) = \mathbb{E}[x_t x'_{t-k}]$ – матрица корреляционной функции стационарного процесса x_t , и $\Sigma(\theta)$, $-\pi < \theta < \pi$, – матрица спектральной плотности x_t . Матрицы корреляционной функции и спектральной плотности связаны преобразованием Фурье, то есть

$$P_x(k) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\theta k} \Sigma(\theta) d\theta, \quad \Sigma(\theta) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\theta k} P_x(k) dk.$$

Пусть вектор $p_h(e^{-i\theta})$ будет собственным вектором, соответствующим h -му собственному числу матрицы $\Sigma(\theta)$, у которой собственные числа упорядочены по убыванию. Кроме того, обозначим это собственное число как $\lambda_h(\theta)$ и положим $\lambda_h = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \lambda_h(\theta) d\theta$. Тогда максимальная объясненная дисперсия (7) равна $\lambda_1 + \dots + \lambda_q$, и процент объясненной дисперсии дается отношением

$$\frac{\lambda_1 + \dots + \lambda_q}{\lambda_1 + \dots + \lambda_n}. \quad (8)$$

Далее, есть возможность выписать явные выражения для фильтров $C^q(L)$ и $K^q(L)$, заданных в (6). Эти выражения выглядят так:

$$\begin{aligned} C^q(L) &= (p_1(F)' \cdots p_q(F)'), \\ K^q(L) &= C^q(L) C^q(F)' = p_1(F)' p_1(L) + \cdots + p_q(F)' p_q(L), \end{aligned}$$

в тесной аналогии со статическим случаем. Поэтому фильтр $K^q(L)$ можно найти следующим образом. Во-первых,

$$K^q(e^{-i\theta}) = p_1(e^{-i\theta})' p_1(e^{-i\theta}) + \cdots + p_q(e^{-i\theta})' p_q(e^{-i\theta}).$$

Во-вторых, используя обратное преобразование Фурье, можно вычислить

$$K^q(k) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\theta k} K^q(e^{-i\theta}) d\theta.$$

Наконец, получаем выражение для $K^q(L)$:

$$K^q(L) = \int_{-\infty}^{\infty} K^q(k) L^k dk.$$

Также необходимо найти матрицу спектральной плотности главных компонент $\Sigma^\gamma(\theta)$, которая задается выражением

$$\Sigma^\gamma(\theta) = K^q(e^{-i\theta}) \Sigma(\theta) K^q(e^{i\theta})'.$$

Следует отметить, что все фильтры и матрица спектральной плотности должны оцениваться из конечной выборки процесса x_t длины T . Более того, все непрерывные модели должны быть заменены на дискретные аналоги. Оценитель, используемый здесь (который обозначен как χ_{nt}^T в силу причин, которые будут ясны ниже), детально описан в Приложении.

Главные компоненты и обобщенная динамическая факторная модель

Процедура «очистки» основана на выборе малого числа q и поэтому может содержать существенную неопределенность. Однако, если предположить, что x_t генерируется факторной моделью, то можно построить достаточно четкий критерий выбора q . В динамическом факторном подходе переменные представляются в виде суммы двух ненаблюдаемых компонент: общей компоненты, формируемой малым числом факторов, присущих всем переменным системы, и идиосинкратической компоненты, которая некоррелирована с общими компонентами и присуща отдельной переменной. Если придерживаться этой модели, то отделение идиосинкратической части от общих компонент представляется достаточно естественной процедурой «очистки». Чтобы лучше понять данную факторную модель, будет удобно полагать, что вектор x_t формируется первыми n элементами бесконечной последовательности $x_{jt}, j = 1, \dots, \infty$. Чтобы подчеркнуть зависимость от n , будем писать x_{nt} вместо x_t . В данной модели

$$x_{nt} = \chi_{nt} + \xi_{nt} = B_n(L)u_t + \xi_{nt}, \quad (9)$$

где χ_{nt} – общая компонента, $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{qt})'$ – вектор общих шоков, ковариационно стационарный q -векторный процесс с невырожденной матрицей спектральной плотности, $B_n(L)$ – матрица двустороннего квадратично суммируемого фильтра, и идиосинкратические компоненты ξ_{nt} ортогональны к u_{t-k} для каждого k .

Используя некоторые предположения, Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) показывают глубокую связь между представлениями (6) и (9). Основная интуиция здесь в следующем. При вычислении главных компонент мы берем среднее по переменным, входящим в x_t . Когда n большое, мы получаем некий результат типа закона больших чисел. Идиосинкратические компоненты исчезают, а остаются только линейные комбинации различных лагов главных компонент. Такие линейные комбинации охватывают почти то же динамическое пространство, что и общие факторы.

Данный результат дает простой критерий для выбора числа используемых главных компонент. Если модель (9) справедлива, то собственные числа $\lambda_{hn} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \lambda_{hn}(\theta) d\theta$ ограничены для $h > q$ и расходятся для $h \leq q$ при $n \rightarrow \infty$. Следовательно, при больших n можно ожидать большой «скачок» при переходе от λ_{qn} к $\lambda_{q+1,n}$. Поэтому главные компоненты стоит добавлять в процедуру оценивания до тех пор, пока увеличение в объясненной вариации не станет меньше некоторого выбранного значения. Точнее, если обозначить через λ_{hn}^T , где T – число наблюдений, оценку λ_{hn} , и выбрать $\alpha \in (0, 1)$, то критерий выбора $q = q^*$ будет следующим:

$$\frac{\lambda_{q^*n}^T}{\sum_{h=1}^n \lambda_{hn}^T} > \alpha, \quad \frac{\lambda_{q^*+1,n}^T}{\sum_{h=1}^n \lambda_{hn}^T} < \alpha. \quad (10)$$

Процедура оценивания

Теперь, после описания теоретической основы метода, можно представить полную процедуру для построения текущего и опережающего индикаторов и идентификации поворотных точек бизнес-цикла. В данном разделе обсуждается подход Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) и предлагаются возможные усовершенствования этого подхода.

Процедура оценивания состоит из следующих шагов.

Шаг 1: выбор переменных для включения в панель На первом шаге процедуры необходимо решить, какие переменные стоит включать в массив данных, по которому будут вычисляться общие компоненты. Как было показано, с теоретической точки зрения все

доступные переменные должны быть включены в процедуру оценивания. На практике, однако, не рекомендуется использовать переменные с большой идиосинкратической компонентой, поскольку она может быть неправильно интерпретирована как дополнительная общая компонента. Для выбора массива данных Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) предлагают следующую последовательность действий. Они выделяют 2 набора переменных: «ядро», содержащее переменные, которые точно надо использовать, и набор «кандидатов» на включение. Затем они преобразовывают переменные так, чтобы получить стационарность, и нормализуют их, вычитая среднее и деля на стандартное отклонение. Стационарность достигается взятием первой разности (или разности в логарифмах). Очевидно, однако, что в данных, по крайней мере российских, присутствуют большие сезонные компоненты, которые также должны быть исключены. В данной статье сезонность удаляется с помощью регрессии на сезонные фиктивные переменные, хотя есть и другие, возможно более лучшие, способы.

Используя ядро, Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) фиксируют q^* согласно критерию (10) и вычисляют соответствующую степень общности как процент объясненной дисперсии (8). Как только эта степень μ зафиксирована, они оценивают по очереди каждого кандидата. Для оценивания формируется расширенная система, состоящая из ядра и кандидата, для нее вычисляется значение (8) с $q = q^*$, и кандидат проходит экзамен, если значение (8) больше, чем μ . Успешные кандидаты не добавляются к ядру до тех пор, пока не будут оценены все кандидаты. Итоговый массив данных включает в себя ядро и всех успешных кандидатов.

На этом этапе также оцениваются вектор общих компонент χ_{nt} и матрица его спектральной плотности $\Sigma^{\chi}(\theta)$ с $q = q^*$, как это описано в Приложении.

Следует отметить, что процедура отбора переменных, предложенная в Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), имеет ряд недостатков. Во-первых, имеется неопределенность в выборе ядра и кандидатов. Одна из проблем состоит в том, что данные для некоторых переменных из ядра могут быть недостаточно хороши, что может привести к получению малого μ и включению переменных, слабо связанных с ВВП. Другая проблема возникает, если, наоборот, выбрано слишком хорошее ядро с высоким μ , тогда можно потерять переменные с немного меньшей связью с ВВП, которые имеют опережающую динамику и могут быть эффективно использованы при построении опережающего индекса. Во-вторых, предложенный критерий включения переменных в итоговое оценивание не принимает во внимание временные сдвиги и корреляции переменных относительно ВВП. Чтобы по возможности исправить эти недостатки, была разработана альтернативная процедура отбора, которая будет представлена в последнем параграфе этого раздела.

Шаг 2: текущий индикатор Текущий индикатор ΔC_t равен общей компоненте ВВП, умноженной на вычисленное стандартное отклонение ВВП. Пусть ВВП соответствует первой компоненте x_{nt} . Тогда текущий индикатор есть

$$\Delta C_t = \chi_{1nt} \sigma_1.$$

Агрегированный индикатор в уровнях вычисляется путем добавления дрейфа δ к текущему индикатору, как кумулятивная сумма $\Delta C_t + \delta$:

$$C_t = C_0 + \delta t + \sum_{\tau=1}^t \Delta C_{\tau}.$$

Шаг 3: процикличные и противоцикличные переменные Теперь можно классифицировать общие компоненты χ_{jt} как находящиеся в фазе или противофазе по отношению к текущему индикатору. Для этого с использованием оценки $\Sigma^{\chi}(\theta)$ вычисляется спектральная плотность каждой общей компоненты по отношению к ΔC_t . Затем вычисляется аргумент каждой из этих плотностей, который является фазовым сдвигом переменной относительно

российского ВВП. Обозначим фазовый сдвиг общей компоненты χ_{jt} как $\phi_j(\theta)$, $-\pi < \theta \leq \pi$. На нулевой частоте фазовый сдвиг может быть либо 0, либо π в зависимости от того, положительна или отрицательна долгосрочная корреляция. Пусть долгосрочная корреляция j -й компоненты с текущим индикатором равна ρ_j , тогда

$$\rho_j = \Sigma_{1j}^X(0).$$

Если она положительна, то переменная проциклична, иначе – противоциклична.

Долгосрочную корреляцию также можно использовать в процедуре отбора переменных как индикатор связи переменной с ВВП.

Шаг 4: опережающие, текущие и запаздывающие переменные Для такой классификации переменных необходимо вычислить фазовый сдвиг переменной χ_{jt} , $j = 1, \dots, n$, относительно ΔC_t на типичной частоте бизнес цикла $\theta^* > 0$. Обозначим этот фазовый сдвиг как $\psi_j(\theta^*)$. Тогда классифицируем χ_{jt} как текущую, если $|\psi_j(\theta^*)|$ меньше, чем заданное значение τ , опережающую, если $\psi_j(\theta^*) < -\tau$, и запаздывающую, если $\psi_j(\theta^*) > \tau$. Фазовый сдвиг $\psi_j(\theta^*)$ равен

$$\psi_j(\theta^*) = \text{Arg}(\Sigma_{1j}^X(\theta^*)),$$

где Arg означает аргумент комплексного числа. Он также может быть использован в процедуре отбора переменных. Например, опережающие переменные иногда можно включить в финальное оценивание, даже если они не очень сильно коррелированы с ВВП.

Шаг 5: опережающий и запаздывающий индикаторы Построение опережающего индикатора как обычного среднего ведущих переменных, предложенное Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), не учитывает фазовые сдвиги и корреляцию переменных относительно ВВП. Похоже, что корреляции переменных с ВВП могут быть частично учтены усреднением с весами, пропорциональными долгосрочным корреляциям ρ_j :

$$\Delta L_t = \frac{\sum_{j \in \ell} \rho_j \chi_{jt}}{\sum_{j \in \ell} |\rho_j|}.$$

Здесь ℓ обозначает набор j таких, что χ_{jt} являются опережающими.

Аналогичное выражение имеет место для запаздывающего индикатора за исключением того, что вместо опережающих переменных берутся запаздывающие.

Шаг 6: Добавление значений в крайних точках Следует отметить, что общие компоненты χ_{jnt}^T вычисляются с помощью двустороннего фильтра $K_n^T(L)$ длины $2M + 1$ (см. Приложение). Поэтому в начале и в конце периода наблюдений, то есть при $t = 1, \dots, M$ и $t = T - M + 1, \dots, T$, невозможно построить оценки общих компонент стандартным образом. По этой причине Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) заполняют оценки в крайних точках проекциями χ_{jnt}^T на текущие и опережающие либо запаздывающие переменные, соответственно.

Такие проекции χ_{jnt}^T не используют все возможности, которые дает процедура оценивания. Здесь можно использовать весь двусторонний фильтр и все переменные для заполнения значений в крайних точках.

Если быть более точным, то в начале интервала наблюдений при $t = 1, \dots, M$ необходимо сделать следующие шаги. Сначала находим x_0 как проекцию χ на момент 0, используя проекцию фильтра $K_n^T(L)$

$$x_0 = \chi_0^p = \sum_{k=-M}^{-1} K_k x_{0-k}$$

(здесь отброшены индексы T и n , индекс p обозначает проекцию). Затем вычисляем χ_M , используя полный фильтр $K_n^T(L)$:

$$\chi_M = \sum_{k=-M}^M K_k x_{M-k}.$$

Далее аналогичная процедура повторяется для $t = M - 1, \dots, 1$.

В конце периода наблюдений при $t = T - M + 1, \dots, T$ используется такой же метод добавления значений общих компонент, как и в начале периода.

Шаг 7: поворотные точки Поворотные точки наилучшим образом идентифицируются по текущему индикатору в уровнях без дрейфа. Поворотные точки определяются как даты t^* , в которые текущий индикатор C_t достигает локальных минимумов или максимумов.

Шаг 8: прогноз Проекция ΔC_{t+1} на опережающие и текущие переменные является прогнозом текущего индикатора на один шаг вперед. В работе Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) он вычисляется с использованием той же модели, которая применяется для добавления значений в крайних точках.

Критика здесь та же, что и для шагов 5 и 6. Поэтому для прогноза текущего индикатора на период вперед можно использовать метод из шага 6 с добавлением одной дополнительной точки в конце интервала наблюдений. Эту точку также можно рассматривать в качестве опережающего индикатора.

Альтернативная процедура отбора переменных

Во-первых, все правильно преобразованные переменные включаются в оценивание, и находятся соответствующие q^* , μ , ρ_j , $\psi_j(\theta^*)$.

Во-вторых, выбираются некие μ^* и ρ^* , и находятся переменные с $\rho_j < \rho^*$. Тогда эти переменные исключаются по очереди, и вычисляются новые μ_j . Каждый раз исключаем только одну переменную из начальной панели. После этого находим наименьший μ_j , и если $\mu - \mu_j > \mu^*$, то, возможно, есть необходимость исключить эту переменную. Единственное, что может спасти переменную от исключения в данной ситуации – это ее опережающая динамика относительно ВВП. Здесь следует принимать во внимание временной сдвиг переменной и экономическую интуицию относительно связи этой переменной с ВВП.

Наконец, после решения об исключении переменной берется новая панель и повторяется заново та же последовательность действий. Процедура заканчивается, когда больше не остается кандидатов на исключение.

2.3 Диффузионные индексы

Здесь приводится общее описание методологии Stock & Watson (2002).

Пусть y_t – скалярный временной ряд, а X_t – N -мерный векторный временной ряд. Переменная y_t является переменной для прогнозирования, в то время как X_t содержит полезную информацию для прогнозирования y_{t+1} . Предполагается, что X_t может быть представлен факторной структурой

$$X_t = \Lambda_t F_t + e_t, \tag{11}$$

где $F_t - r \times 1$ вектор общих факторов, $\Lambda_t - N \times r$ матрица коэффициентов при общих факторах и $e_t - N \times 1$ вектор идиосинкратических шумов. В общем случае идиосинкратические шумы коррелированы по времени и по рядам.

Главная цель – это оценивание $\mathbb{E}[y_{t+1}|X_t]$. Здесь y_{t+1} моделируется как

$$y_{t+1} = \beta_t' F_t + \epsilon_{t+1}, \quad (12)$$

где $\mathbb{E}[\epsilon_{t+1}|X_t, y_t, \beta_t, X_{t-1}, y_{t-1}, \beta_{t-1}, \dots] = 0$. Это выражение включает в себя три предположения: что $\mathbb{E}[y_{t+1}|X_t, y_t, \beta_t, X_{t-1}, y_{t-1}, \beta_{t-1}, \dots]$ зависит от X_t только через F_t и никак иначе, что лаги F_t не входят в (12), и что лаги y_t не входят в (12).

Матрица коэффициентов Λ_t ($N \times r$) и коэффициенты β_t ($r \times 1$) меняются со временем согласно AR(1)-процессам

$$\begin{aligned} \Lambda_t &= \Lambda_{t-1} + h\zeta_t, \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \eta_t, \end{aligned} \quad (13)$$

где h – диагональная $N \times N$ матрица, а η_t и ζ_t – соответственно $r \times 1$ и $N \times r$ стохастические шумы.

Следуя Стоку и Уотсону, динамическая факторная модель оценивается в ее статической форме. Здесь используется подход квазиправдоподобия, в том смысле, что оценивание мотивировано при сильных параметрических предположениях, но состоятельность оцениваемых факторов показана при более слабых непараметрических предположениях (детали см. в Stock & Watson, 2002). Для определения стратегии оценивания предположим, что $h = 0$, то есть $\Lambda_t = \Lambda_0 = \Lambda$, и e_{it} – IID $N(0, \sigma_e^2)$ и независимы между рядами. Также отклонимся от рассмотрения F_t в рамках динамической факторной модели, в которой F_t подчиняется стохастическому процессу. Вместо этого будет рассматривать F_t как оцениваемую $r \times T$ матрицу неизвестных неслучайных параметров. В таких предположениях метод максимального правдоподобия находит (F, Λ) как решение задачи нелинейных наименьших квадратов с целевой функцией

$$V_{NT}(F, \Lambda) = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \Lambda_i' F_t)^2. \quad (14)$$

Пусть (F^*, Λ^*) минимизирует значение $V_{NT}(F, \Lambda)$. Тогда удовлетворяются условия первого порядка

$$\Lambda_i^* = \left(\sum_{t=1}^T F_t^* F_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T F_t^* X_{it}, \quad (15)$$

$$F_t^* = \left(\sum_{i=1}^N \Lambda_i^* \Lambda_i^{*'} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \Lambda_i^* X_{it}. \quad (16)$$

Неизвестные параметры можно оценить с помощью решения двух задач на собственные числа. Первая задача ставится заменой (15) в (14) и решается выбором в качестве F собственных векторов, соответствующих k наибольшим собственным числам $T \times T$ матрицы $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i X_i'$, где $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT})'$.

Вторая задача на собственные числа ставится заменой (16) в (14) и решается выбором в качестве Λ собственных векторов, соответствующих k наибольшим собственным числам $N \times N$ матрицы $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t X_t'$. Эти собственные вектора являются первыми k главными компонентами X_t .

Однако, есть неопределенность в выборе числа оцениваемых факторов k . В идеале это число должно быть равно реальному числу факторов r . Следуя Стоку и Уотсону, будем рассматривать задачу оценивания числа факторов, входящих в уравнение для прогноза, используя информационный критерий в форме

$$BIC_k = \ln \frac{SSR(k)}{T} + \frac{\ln T}{T} k. \quad (17)$$

Здесь $SSR(k)$ – сумма квадратов остатков оценивания (12) с помощью МНК, используя k оцениваемых факторов. Информационный критерий оценивает r , решая задачу $\min_k BIC_k$.

Помимо байесовского информационного критерия, который может давать смещенную оценку r , возможно также использование критерия из Bai & Ng (2002).

3 Процедуры оценивания и результаты

Данные

Изначальная панель данных, использованная в данной работе, состояла из 24 временных рядов для России. Среди них были переменные из реального сектора, рынка труда и рынка капитала, ценовые и финансовые индексы, денежные агрегаты, обменные курсы и процентные ставки. Использованы два основных источника данных: база Международного Валютного Фонда (МВФ) и база данных Сергея Смирнова из Центра Развития. Выбран временной интервал квартальных данных базы МВФ, начиная с 1-го квартала 1995 г. и заканчивая 1-м кварталом 2007 г. (в общей сложности 49 точек). Месячные данные из базы Сергея Смирнова были трансформированы в квартальные данные на том же интервале времени. Более подробное описание переменных, источников и трансформации данных приведено в таблице 1.

Таблица 1: Описание переменных, источников и трансформации данных

Переменная	Пояснение	Источник	Трансформация
GDP	ВВП	IMF	Разность в логарифмах
Inv	Инвестиции	IMF	Разность в логарифмах
GovCons	Госрасходы	IMF	Разность в логарифмах
PrivCons	Частное потребление	IMF	Разность в логарифмах
IndEmploy	Занятость	IMF	Разность в логарифмах
Wages	Изменения зарплаты (проценты)	IMF	Нет
CPI	Потребительские цены (2000=100)	IMF	Разность в логарифмах
PPI	Изменение в PPI (проценты)	IMF	Нет
M+QM	Деньги + квази-деньги	IMF	Разность в логарифмах
Madj	Деньги без сезонности	IMF	Разность в логарифмах
CapAccounts	Баланс капитала	IMF	Разность в логарифмах
BankReserves	Банковские резервы	IMF	Разность в логарифмах
REER	Реальный эффективный обменный курс	IMF	Разность в логарифмах
NEER	Номинальный эффективный обменный курс	IMF	Разность в логарифмах
MMrate	Межбанковская процентная ставка	IMF	Разность
UralsPrice	Цена на нефть Urals	Smirnov	Разность в логарифмах
ShareNoExc	Доля предприятий без избыточных запасов готовой продукции	Smirnov	Разность в логарифмах
RTS	Индекс RTS	Smirnov	Разность в логарифмах
Agriculture	Сельское хозяйство Y-o-Y	Smirnov	Логарифм
Construction	Строительство Y-o-Y	Smirnov	Логарифм
TransTurnover	Объем грузоперевозок	Smirnov	Разность в логарифмах
Retail	Торговля Y-o-Y	Smirnov	Логарифм
Services	Услуги Y-o-Y	Smirnov	Логарифм
ShareIorS	Доля предприятий с увеличившимся или неизменным спросом	Smirnov	Разность в логарифмах

Замечания: Y-o-Y означает относительное изменение величины по сравнению с прошлым годом.

Циклические индикаторы для России

Циклический индикатор строится на основе метода Центра Развития как взвешенное среднее семи временных рядов с опережающей динамикой (см. подраздел 2.1). Рис. 1 показывает в сравнении этот индикатор и российский ВВП в логарифмах. Можно увидеть, что циклический индикатор не является хорошим предсказателем будущего ВВП, однако в целом тренды достаточно схожи.

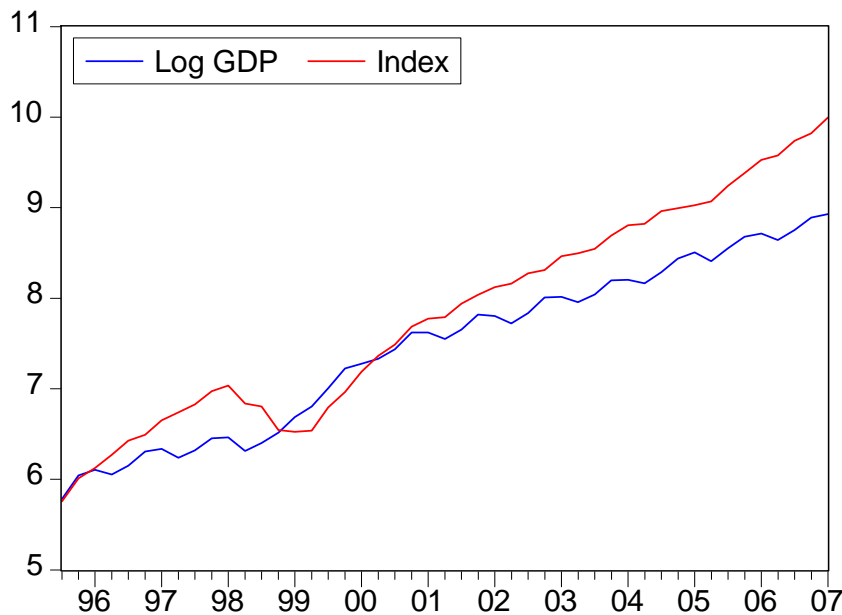


Рис. 1: ВВП в логарифмах и циклический индикатор Центра Развития

Среднеквадратичное отклонение прогноза (СКОП) процентного изменения ВВП для циклического индикатора составляет 0,00888, что соответствует стандартному отклонению прогноза около 0,0942. Такое стандартное отклонение выглядит достаточно большим, поскольку оно предполагает среднюю ошибку прогноза более 9 процентов квартального изменения ВВП. Поэтому необходимо искать другие пути прогнозирования будущей экономической активности для России.

Авторегрессия

Простейший путь прогнозирования любого временного ряда – это использование одноперенного авторегрессионного прогноза, основанного на модели

$$\Delta \ln y_{t+1} = \mu + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \ln y_{t-j} + \epsilon_t.$$

Здесь $\Delta \ln y_t$ – разность в логарифмах или процентное изменение ВВП в момент t , μ и γ_j – коэффициенты авторегрессии, ϵ_t – инновация, а p выбирается, исходя из минимизации СКОП.

Вычисления проводились для двух типов преобразования данных – данных с удаленной сезонностью и данных, в которых удалены сезонность и тренд. Сравнение этих двух типов мотивировано наличием структурного сдвига в российских данных в 3-м квартале 1998 г. и, следовательно, двух различных трендов в логарифме ВВП. Поэтому может оказаться неправильным вычитание одинакового тренда из обеих частей наблюдений.

Также вычисления проводились для двух различных интервалов времени – полного интервала (1995Q1:2007Q1 – 49 наблюдений) и укороченного (1998Q3:2007Q1 – 35 наблюдений). В первом интервале больше наблюдений, однако внутри него есть структурный сдвиг, второй – короче, но, возможно, имеет более лучшие структурные характеристики на всем периоде.

Для всех случаев был вычислен СКОП, и лучшим по этому показателю стал прогноз по данным с удаленной сезонностью на полном интервале времени с 7-ю лагами. С точки зрения СКОП, этот прогноз превзошел почти в 10 раз прогноз, основанный на методологии Центра Развития.

Опережающий и текущий индикаторы

Теперь оценим текущий, опережающий и запаздывающий индикаторы для России, следуя процедуре, описанной в подразделе 2.2. Сначала используем полный интервал наблюдений, начиная с 1-го квартала 1995 г. и заканчивая 1-м кварталом 2007 г. (всего 49 точек).

Используем альтернативную процедуру отбора переменных из раздела 2.2 для получения переменных, которые войдут в финальное оценивание. Выбираем $\alpha = 0,2$ и находим $q = 2$, т.е. используем два общих фактора. Для всех 24 переменных степень общности равна 0,71. Выбираем параметры альтернативной процедуры следующим образом: $\rho^* = 0,05$, $\mu^* = 0,01$. Четыре переменные были кандидатами на исключение из-за малой корреляции с общей компонентой ВВП:

- Реальный эффективный обменный курс,
- Межбанковская процентная ставка,
- Доля предприятий с увеличившимся или неизменным спросом,
- Доля предприятий, не имеющих избыточных запасов конечной продукции.

Среди этих переменных только реальный эффективный обменный курс не был исключен, во-первых, потому что степень общности увеличивалась менее, чем на μ^* , при исключении REER, и во-вторых, потому что REER имеет опережающую динамику по отношению к ВВП. Все три исключенные переменные входят в метод построения циклического индикатора Центра Развития; возможно, поэтому такой индикатор не дает удовлетворительного прогноза ВВП.

В итоге, в окончательный массив данных вошла 21 переменная, степень общности составила 0,78.

После построения массива данных необходимо найти параметры процедуры оценивания, оптимальные для прогнозирования ВВП. Делается следующая последовательность шагов. Строится вневыборочный прогноз на один период вперед, основанный на двустороннем фильтре, и находится его СКОП. Сравниваются СКОП прогнозов с различными значениями параметров M и q (здесь ширина фильтра M меняется от 1 до 10, а число общих факторов q – от 1 до 7). Наконец, выбирается прогноз с наименьшим СКОП. Эта процедура проводится для тех же четырех случаев трансформации данных, что рассматривались в пункте с авторегрессионным прогнозом.

Лучшим прогнозом с точки зрения СКОП является прогноз для данных с удаленными сезонностью и трендом на полном интервале времени с одним общим фактором и шириной фильтра, равной восьми. Это говорит о том, что один общий фактор дает наилучшую аппроксимацию компоненты ВВП, и в данных присутствует сильная зависимость от прошлого. СКОП у этого прогноза немного меньше, чем у авторегрессионного прогноза, однако использование данного метода не дает существенных улучшений по сравнению с обычной авторегрессией.

Также следует отметить, что европроцедура работает гораздо лучше для данных с удаленным трендом, чем без удаления тренда. Возможно, это объясняется тем, что корреляционная теория очень строго требует стационарности используемых временных рядов.

Таблица 2: Результаты оценивания по методике Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001)

Переменная	Отношение дисперсий	Корреляция с ВВП	Временной сдвиг в месяцах
GDP	0,979	1,000	0,00
Inv	0,751	0,157	2,23
GovCons	0,733	0,143	2,34
PrivCons	0,959	0,312	-1,50
IndEmploy	0,295	-0,246	-1,60
Wages	0,937	0,413	2,07
CPI	1,010	0,437	-2,35
PPI	0,978	0,396	0,73
M+QM	0,845	0,220	0,26
Madj	0,799	0,230	1,78
CapAccounts	0,606	0,138	9,52
BankReserves	0,677	0,144	1,67
REER	0,732	-0,034	17,4
NEER	0,862	-0,187	7,27
UralsPrice	0,540	-0,059	18,6
RTS	0,560	-0,092	16,5
Agriculture	0,689	0,422	2,82
Construction	0,652	0,605	-0,98
TransTurnover	0,726	0,139	-6,51
Retail	0,906	0,640	0,46
Services	0,722	0,563	-1,10

Замечания: Объяснения переменных см. в таблице 1.

Таблица 2 представляет результаты процедуры оценивания с оптимальными параметрами для финального массива данных. Она показывает отношение между дисперсией общей компоненты и дисперсией самой переменной, корреляцию переменной с ВВП и временной сдвиг каждой переменной по отношению к ВВП на частоте $\theta^* = \pi/16$, соответствующей бизнес-циклу длиной 8 лет. Опережающие переменные определяются как те, у которых временное опережение больше месяца (0,33 квартала), что соответствует фазовому опережению $\tau = \pi/48$; запаздывающие переменные определяются как отстающие более чем на один месяц; остальные переменные являются текущими. Сдвиги представлены в виде временных сдвигов, числа даны в месяцах, положительные числа означают, что переменная опережает ВВП.

Эта таблица показывает, что переменные рынка труда, цены, денежные агрегаты и номинальный обменный курс имеет высокую степень общности с реальным сектором экономики России. В то же время реальный обменный курс, цена на нефть Urals, индекс RTS и процентные ставки имеют более слабую корреляцию с реальным сектором вопреки обычным представлениям.

Все переменные, кроме занятости, обменных курсов, цены на нефть и индекса RTS, цикличны. Имеется 11 опережающих переменных, среди которых самые очевидные – это инвестиции, госрасходы, обменные курсы, цена на нефть и индекс RTS. Также присутствуют 5 запаздывающих переменных, среди которых частное потребление, занятость и объем грузоперевозок. В целом, большая часть результатов интуитивно достаточно понятна.

Рис. 2 показывает результирующие текущий, опережающий и запаздывающий индикаторы для России по сравнению с логарифмом ВВП. С одной стороны, можно увидеть, что

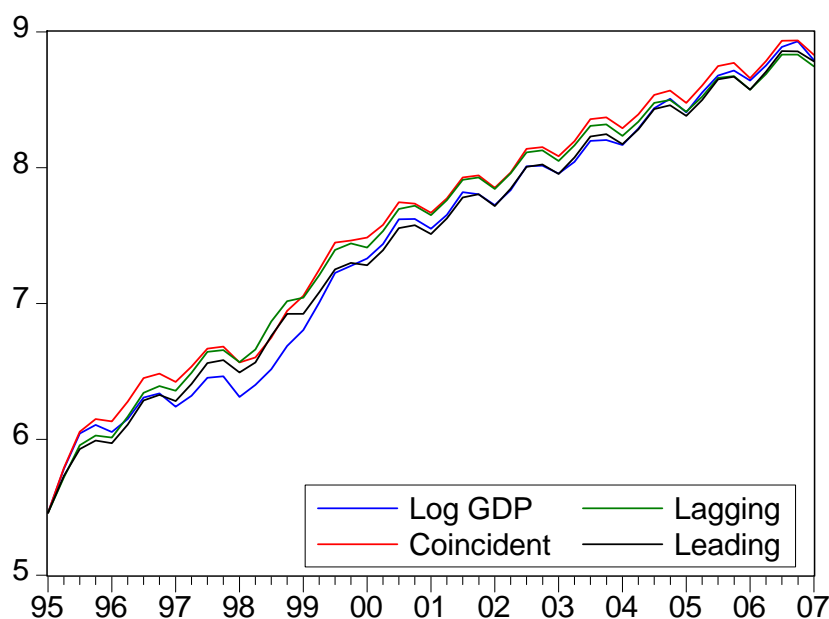


Рис. 2: ВВП в логарифмах и текущий, опережающий и запаздывающий индикаторы европроцедуры.

все индикаторы гораздо лучше коррелируют с ВВП, чем циклический индикатор Центра Развития. Поэтому прогнозные характеристики европроцедуры гораздо лучше. Однако, с другой стороны, из Рис. 2 видно, что текущий индикатор далеко не полностью повторяет логарифм ВВП. Когда мы делаем прогноз с помощью двустороннего фильтра, то прогнозируется текущий индикатор, а не сам логарифм ВВП. Поэтому точность прогнозирования данным методом не такая высокая, как если бы мы строили прогноз самого ВВП.

Таким образом, методология Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001) дает очень полезную информацию о связи различных переменных с ВВП. Она также дает неплохой метод прогнозирования ВВП, который, однако, имеет определенный недостаток, описанный выше. Достаточно естественная идея, которая здесь возникает, – это соединить два метода: европроцедуру и регрессионный анализ. Это означает, что регрессия ВВП на общие факторы и дальнейшее прогнозирование на основе этой регрессии могут дать существенные улучшения точностных характеристик прогноза ВВП. Данный подход используется Стоком и Уотсоном в построении их диффузионных индексов.

Методология Стока и Уотсона

Будем рассматривать прогноз диффузионного индекса в виде

$$\Delta \ln y_{t+1} = \mu + \sum_{i=1}^q \beta_i F_{i,t} + \sum_{j=0}^p \gamma_j \Delta \ln y_{t-j} + \epsilon_t,$$

где $F_{i,t}$ – оцениваемые факторы в момент времени t , q – число факторов, p – число лагов авторегрессионной компоненты, и q и p выбираются из условия минимизации СКОП.

При поиске наилучшего прогноза q пробегает значения от 1 до 7, p – от 0 до 8. Здесь также производится оценивание для всех четырех типов трансформации данных. Наилучший прогноз получается с одним общим фактором и семью лагами авторегрессионной компоненты для данных с удаленными сезонностью и трендом на полном временном интервале. Этот прогноз ощутимо превосходит прогноз, основанный на европроцедуре, поскольку в данном случае мы прогнозируем сам логарифм ВВП, а не его общую компоненту.

Объединенная методология

Вполне возможно, что лучшая точность предсказания процедуры Стока и Уотсона может быть достигнута, если учитывать фазовый сдвиг переменных относительно ВВП. Действительно, запаздывающие переменные могут приносить с собой запаздывающую динамику в общие факторы, которые используются как регрессоры для будущего ВВП. Однако очевидно, что качество регрессоров тем лучше, чем больше в них опережающей динамики. Поэтому возникает идея, что исключение запаздывающих переменных из массива данных может привести к более качественному прогнозу.

Здесь рассмотрены два случая. В первом случае в процедуру оценивания включены только опережающие переменные, во втором – к опережающим переменным добавлены еще и текущие. В обоих случаях были рассмотрены все типы трансформации данных. Типы переменных для полного интервала времени определялись из таблицы 2, для укороченного интервала – из европроцедуры с оптимальными параметрами на укороченном интервале. Стоит отметить, что почти все переменные определялись одинаково на обоих интервалах времени.

Использование текущих переменных мотивировано тем, что они также могут нести часть ведущей динамики. Однако результаты оценивания показали, что лучше использовать только опережающие переменные. Наилучший прогноз получается для данных с удаленной сезонностью на полном интервале с тремя общими факторами и шестью лагами в авторегрессионной части. СКОП этого прогноза почти в 20 раз лучше СКОП, полученного по методологии Центра Развития.

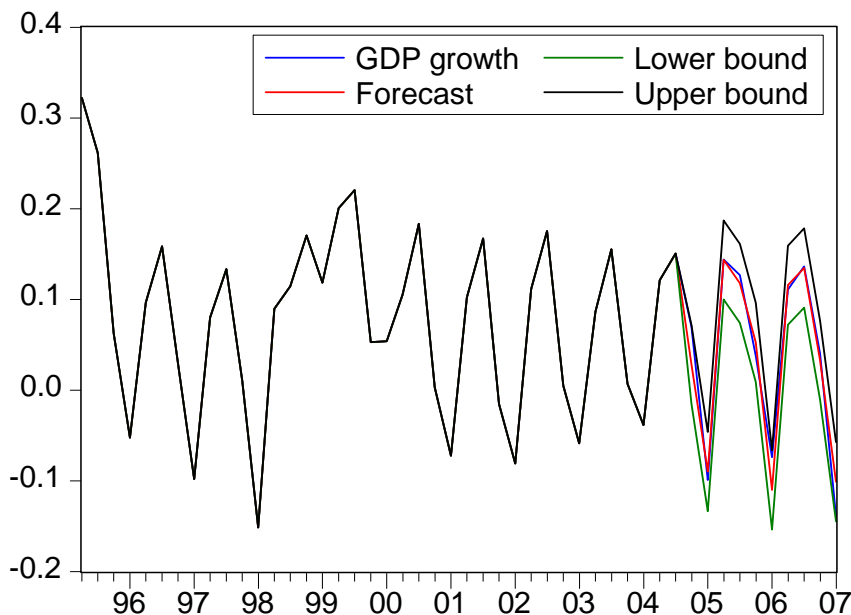


Рис. 3: Разность в логарифмах ВВП, прогноз, нижняя и верхняя границы 95%-ного доверительного интервала объединенной процедуры.

Рис. 3 показывает в сравнении наилучший прогноз и процентное изменение ВВП. Также показаны верхняя и нижняя границы 95%-ного доверительного интервала, и можно видеть, что логарифм ВВП остается внутри этого интервала в течение всего времени.

Результаты

Результаты для всех процедур прогнозирования представлены в таблице 3. В ней показаны отношения СКОП каждого прогноза к СКОП прогноза по методу Центра Развития. Это

означает, что относительное СКОП прогноза Смирнова равно 1, и если СКОП прогноза меньше 1, то это прогноз превосходит прогноз по методу Центра Развития.

Таблица 3: Результаты расчетов по прогнозированию

СКОП	SA DM	SA DR	SA DM S	SA DR S
AR	0,1665 (10)	0,1047 (7)	0,2170 (4)	0,2101 (6)
Euro	0,1012 (1,8)	0,7068 (1,8)	0,1560 (1,8)	0,7867 (1,4)
Stock & Watson Full	0,0823 (1,7)	0,0834 (2,7)	0,1490 (2,5)	0,1479 (1,4)
Stock & Watson Leading	0,0578 (3,6)	0,0557 (3,6)	0,0894 (5,5)	0,0906 (5,5)
Stock & Watson Lead&Coin	0,0701 (2,7)	0,0704 (4,6)	0,0927 (6,5)	0,0900 (6,5)

Замечания: Результаты представлены для четырех типов трансформации данных: с удаленными сезонностью и трендом для полного периода наблюдений (1995Q1:2007Q1), с удаленной сезонностью для полного периода (1995Q1:2007Q1), с удаленными сезонностью и трендом для укороченного периода (1998Q3:2007Q1), с удаленной сезонностью для укороченного периода (1998Q3:2007Q1). Числа без скобок показывают отношение СКОП каждого прогноза к СКОП прогноза по методу Центра Развития. Для авторегрессионного прогноза (AR) число в скобках означает используемое число лагов ВВП. Для европроцедуры (Euro) числа в скобках соответствуют числу общих факторов и ширине двустороннего фильтра. Для прогноза по Стоку и Уотсону числа в скобках показывают выбранные числа общих факторов и лагов ВВП. Full обозначает то, что процедура сделана по всем переменным, Leading – только по опережающим, Lead&Coin – по опережающим и текущим.

Можно видеть, что для прогнозирования лучше использовать полный интервал наблюдений, чем укороченный. Видимо, это связано с тем, что проблема короткой выборки более серьезная, чем проблема, связанная со структурным сдвигом в 1998Q3.

Первый основной результат состоит в том, что установлен порядок среди существующих статистических методов с точки зрения точности прогноза: самый лучший – это Stock & Watson (2002), затем европроцедура и авторегрессия, имеющие почти одинаковые свойства, и, наконец, метод Центра Развития, обладающий наименьшей точностью.

Второй результат состоит в том, что использование метода, который объединяет методологию Стока и Уотсона с европроцедурой, может дать значительное улучшение точности прогноза. Этот объединенный метод дает прогноз со стандартным отклонением около 0,0222, что соответствует средней ошибке прогноза процентного изменения ВВП на следующий квартал порядка двух процентов.

4 Заключение

В данной статье рассмотрены различные типы индексов для прогнозирования экономической активности в России. В частности, обсуждены три методики: циклический индикатор Центра Развития, методология, предложенная в Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), и диффузионные индексы Стока и Уотсона (Stock & Watson, 2002).

Результаты, основанные на дальнейшем развитии процедуры Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001), показали, что текущий индикатор российского бизнес-цикла сильно коррелирован с некоторыми переменными рынка труда, ценами, денежными агрегатами и номинальным обменным курсом, в то время как он слабее коррелирован с реальным обменным курсом, ценой на нефть Urals, индексом RTS и процентными ставками. Текущий индикатор достаточно хорошо прогнозируется взвешенным средним опережающих переменных, таких как инвестиции, госрасходы, обменные курсы, цена на нефть и индекс РТС.

Все методы прогнозирования будущего ВВП были сравнены, используя среднее квадратичное отклонение прогноза. Среди существующих методов наиболее точный прогноз дает метод Стока и Уотсона. Главное достижение данной работы – это построение методологии, которая

объединила в себе диффузионные индексы Стока и Уотсона с процедурой Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001). Она дала наилучший прогноз с точки зрения СКОП среди всех опробованных методов.

Благодарности

Автор благодарит Олег Замулина, Кирилла Сосунова, Константина Стырина и Станислава Анатольева за полезные обсуждения и комментарии. Автор также благодарит Сергея Смирнова, Кирилла Сосунова и Олега Замулина за предоставленные данные.

Список литературы

- Bai, J. & S. Ng (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica* 70, 191–221.
- Brillinger, D.R. (1981). *Time Series Data Analysis and Theory*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi & L. Reichlin (2001). Coincident and leading indicators for the Euro area. *Economic Journal* 111, C62–85.
- Forni, M., M. Hallin, M. Lippi & L. Reichlin (2000). The generalized factor model: Identification and estimation. *Review of Economic and Statistics* 82, 540–554.
- Forni, M. & M. Lippi (2001). The generalized dynamic factor model: Representation theory. *Econometric Theory* 17, 1113–1141.
- Geweke, J. (1977). The dynamic factor analysis of economic time series. Глава 19 в *Latent Variables in Socio-Economic Models* под редакцией D.J. Aigner & A.S. Golberger. Amsterdam: North-Holland.
- Sargent, T.J. & C.A. Sims (1977). Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory. Глава 19 в *New Methods in Business Research* под редакцией C.A. Sims. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Smirnov, S. (2000). A system of leading indicators for Russia. Working paper, Центр Развития (Development Center, <http://dcenter.ru>).
- Smirnov S. (2006). A new system of cyclical indicators for Russia. 28th CIRET Conference, Rome.
- Stock, J.H. & M.H. Watson (1989). New indexes of coincident and leading economic indicators. *NBER Macroeconomic Annual* 1989, 351–394.
- Stock, J.H. & M.H. Watson (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics* 20, 147–162.

Приложение

Данное приложение содержит некоторые исправления и дополнения к процедуре оценивания Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2001). Здесь показывается, как оцениваются общие компоненты χ_{nt} и матрица их спектральной плотности $\Sigma_n^{\chi^T}(\theta)$. Используется выражение (9), то есть опускается индекс q и принимается явная зависимость от n .

Процедура оценивания состоит из четырех шагов. Во-первых, вычисляется матрица спектральной плотности $\Sigma(\theta)$ вектора x_{nt} на нескольких частотах, используя окно Бартлетта размера $M = M(T)$. Точнее, вычисляется выборочная ковариационная матрица Γ_k^T векторов x_{nt} и $x_{n,t-k}$ для $k = 0, \dots, M$:

$$\Gamma_k^T = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T x_t x_{t-k}.$$

Затем вычисляются $2M + 1$ точек дискретного преобразования Фурье усеченной двусторонней последовательности $\Gamma_{-M}^T, \dots, \Gamma_M^T$, где $\Gamma_{-k} = \Gamma_k'$, то есть вычисляется

$$\Sigma_n^T(\theta_s) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-M}^M \Gamma_k^T \omega_k e^{-ik\theta_s},$$

где

$$\theta_s = \pi s/S, \quad s = -S + 1, \dots, S, \quad \theta_s \in (-\pi, \pi],$$

и $\omega_k = 1 - |k|/(M + 1)$ – веса, соответствующие окну Бартлета размера M . Стоит отметить, что $\Sigma_n^T(\theta_s)$ – это комплексная эрмитова матрица по построению. Состоятельное оценивание $\Sigma(\theta_s)$ обеспечивается, когда $M(T) \rightarrow \infty$ и $M(T)/T \rightarrow 0$ при $T \rightarrow \infty$. Правило $M = \lfloor \sqrt{T}/4 \rfloor$ действует достаточно хорошо для большинства MA и AR моделей малого порядка в симуляциях (см. Forni, Hallin, Lippi & Reichlin, 2000).

Во-вторых, вычисляются собственные числа $\lambda_h(\theta_s)$ матрицы $\Sigma_n^T(\theta_s)$ в убывающем порядке для всех s , и формируются

$$\lambda_h = \frac{1}{2S} \sum_{s=-S+1}^S \lambda_h(\theta_s).$$

Затем используется критерий (10) с некоторым α для определения q , и фиксируется соответствующая степень общности (8). Используя эту степень, решается вопрос о том, какие переменные включать в панель для оценивания.

В-третьих, вычисляются первые q собственных векторов $p_{hn}^T(\theta_s)$, $h = 1, \dots, q$, матрицы $\Sigma_n^T(\theta_s)$ для $s = -S + 1, \dots, S$. В случае, когда $M = 0$, $p_{hn}^T(\theta_s)$ является просто h -м собственным вектором ковариационной матрицы x_{nt} : динамические главные компоненты редуцируются к статическим главным компонентам. С помощью собственных векторов вычисляются

$$\Phi_n^T(\theta_s) = \sum_{h=1}^q p_{hn}^T(\theta_s)' p_{hn}^T(\theta_s),$$

где $'$ обозначает сопряжение и транспонирование.

Наконец, оценивается $n \times n$ матрица фильтра $K_n(L)$ как обратное дискретное преобразование Фурье от

$$(\Phi_n^T(\theta_{-S+1}), \dots, \Phi_n^T(\theta_S)).$$

Точнее, вычисляются

$$K_{kn}^T = \frac{1}{2S} \sum_{s=-S+1}^S \Phi_n^T(\theta_s) e^{ik\theta_s}$$

для $k = -M, \dots, M$. Оценка фильтра задается выражением

$$K_n^T(L) = \sum_{k=-M}^M K_{kn}^T L^k.$$

Оценка общих компонент

$$\chi_{nt}^T = K_n^T(L) x_t = \sum_{k=-M}^M K_{kn}^T x_{t-k}.$$

Матрица спектральной плотности общих компонент может быть оценена как

$$\Sigma_n^{\chi^T}(\theta_s) = \Phi_n^T(\theta_s) \Sigma_n^T(\theta_s) \Phi_n^T(\theta_s).$$

Different indexes for forecasting economic activity in Russia

Oleg Demidov

Droege & Comp., Moscow, Russia

This paper considers different ways of computing indexes for forecasting economic activity in Russia. The first is the methodology used by the Russian Development Centre based on the concept of “growth cycles”. The second combines the dynamic principal components and dynamic factor analyses. The third approach is the NBER methodology based of diffusion indexes constructed using a dynamic factor model. This paper is an attempt to reveal strengths and weaknesses of the three methods in application to Russian data and to develop a better methodology for forecasting economic activity in Russia.

Keywords: index of economic activity, leading and coincident indicators, dynamic principal components, factor model, Russia

JEL Classification: C32, E37, O11