

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**SOBRE OS EFEITOS MACROECONÔMICOS DE CHOQUES TECNOLÓGICOS:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL E PAÍSES SELECIONADOS**

Matheus Albergaria de Magalhães

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti

SÃO PAULO

2004

Prof. Dr. Adolpho José Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Profa. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. José Paulo Zeetano Chahad
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

MATHEUS ALBERGARIA DE MAGALHÃES

**SOBRE OS EFEITOS MACROECONÔMICOS DE CHOQUES TECNOLÓGICOS:
EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL E PAÍSES SELECIONADOS**

Dissertação apresentada ao
Departamento de Economia da
Faculdade de Economia, Administração
e Contabilidade da Universidade de São
Paulo como requisito parcial a obtenção
do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Picchetti

SÃO PAULO

2004

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Publicações e Divulgação do SBD/FEA/USP

Magalhães, Matheus Albergaria de
Sobre os efeitos macroeconômicos de choques tecnológicos :
evidências empíricas para o Brasil e países selecionados / Matheus
Albergaria de Magalhães. -- São Paulo : FEA/USP, 2004.
180 f.

Dissertação(Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2004
Bibliografia.

1. Macroeconomia 2. Produtividade 3. Modelos RBC
I. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da
USP II. Título.

CDD – 339

**A uma mulher extraordinária,
minha Mãe, Ana Maria.**

Início esta seção com um ato deselegante. A deselegância, no caso presente, equivale a gastar mais de uma página com agradecimentos, o que vai contra a recomendação de qualquer autor de uma obra sobre normas para a preparação de teses e dissertações. Entretanto, este parece um ato deselegante aceitável, uma vez que gastei um tempo muito maior na preparação deste trabalho do que as boas normas sugeririam. De qualquer forma, recomendo aos leitores desinteressados nesse tipo de seção que pulem-na, pois garanto-lhes que nada perderão em termos de continuidade do texto. Aos que ficam, restam meus agradecimentos, que expressei de maneira sincera e honesta, conforme segue abaixo.

Em primeiro lugar, agradeço a minha família. Meus pais, Ana Maria e Tuca, meus irmãos, Letícia, Juliana e Lucas e a *Baby* foram as pessoas (e a cachorrinha) mais importantes para mim ao longo desse processo. Quando a situação apertava, era para a casa dos meus pais que eu corria. É sempre bom termos um lugar para voltar, ter pessoas queridas para quem voltar. Sempre era essa a sensação que eu tinha quando pensava na minha família, em Vitória. E, devo confessar, tal sensação sempre foi – e ainda é – maravilhosa. Registro um agradecimento especial a minha querida Mãe, por ter tido a sensibilidade e a fé – quase cega, diga-se de passagem – de confiar em minha capacidade e apoiar-me em todos os momentos, mesmo quando o tempo era de chuva, situações que só mesmo uma mulher extraordinária como ela se sujeitaria. Este trabalho é para você e por você, Mamãe.

Também registro meus agradecimentos ao Prof. Paulo Picchetti. O jeito descontraído de Paulo, aliado ao seu gosto pela Econometria aplicada acabaram fazendo com que eu o escolhesse como orientador. Acima de tudo, Paulo foi um orientador sério, claro e extremamente paciente comigo (já que cheguei até a pensar em mudar de tema...), o que fez toda a diferença neste trabalho.

O Prof. Gilberto Tadeu Lima demonstrou um interesse genuíno por minha carreira desde que nos conhecemos, em finais de 1998. Mais do que isso, apoiou-me ao longo de toda a minha estada no IPE/USP, respeitando sempre minhas opiniões e as escolhas de trajetórias que decidi trilhar (nem sempre ótimas...). Sinto-me honrado por ter tido a oportunidade de compartilhar boa parte desse período no IPE com Gilberto, a quem tenho verdadeiro orgulho de considerar um grande amigo e mentor.

Tive grande prazer em cursar o mestrado em Teoria Econômica no IPE/USP, não apenas pelo curso em si, mas principalmente por causa das pessoas com quem convivi ao longo desses dois anos de curso. Alguns dos professores com quem tive um contato mais próximo e que devem ser citados aqui são os professores André Portela, Carlos Roberto Azzoni, Eliezer Diniz, Milton Barossi Filho, Naércio Menezes Filho e Simão Silber. Os professores Denisard Alves e Fábio Kanczuk participaram da banca de qualificação do trabalho, tendo fornecido sugestões fundamentais para que a versão anterior fosse significativamente aprimorada.

O corpo docente do IPE como um todo é provavelmente um dos mais ecléticos do país, o que torna a experiência de mestrado nessa instituição bastante rica e diversa. O corpo discente, por sua vez, é formado por algumas das figuras mais descontraídas e brilhantes que conheci na vida. Aprendi muito com alguns desses colegas. Assim, só tenho a agradecer a todos eles, especialmente a Alexandre Andrade (“Minduba”), Fernanda Batolla, Leonardo Marques, Robson Pereira e ao restante da turma de 2001.

Anderson Schneider, Fernando Postali e Gilson Geraldino fizeram a (enorme) gentileza de ler uma versão preliminar do trabalho. Seus comentários e sugestões foram extremamente úteis na confecção da versão atual. Ainda assim, os erros e idiosincrasias que persistirem devem-se exclusivamente a minha teimosia e falta de bom-senso.

Também recebi a ajuda de professores de fora do departamento. Alguns deles enviaram-me artigos e bancos de dados, chegando até a orintar-me “virtualmente”. Meus agradecimentos a Douglas Gollin (*Williams College*), Edward Prescott (*Arizona State University*), Gary Hansen (UCLA), Glenn Otto (*University of New South Wales*), João Victor Issler (EPGE/FGV-RJ), John Shea (*University of Maryland*), Robert Gordon (*Northwestern University*), Roberto Ellery (UnB) e Victor Gomes (Universidade Católica de Brasília). Sou grato a todos eles pela extrema boa-vontade que tiveram comigo toda vez em que interagimos. Um agradecimento especial a Jordi Galí (*Universitat Pompeu Fabra*), Martin Eichenbaum (*Northwestern University*) e Valerie Ramey (*University of California at San Diego*) que, além de terem escrito alguns dos principais artigos que constituem a motivação básica

para este trabalho, gentilmente enviaram-me suas rotinas de computador e bases de dados, o que certamente facilitou a execução de diversos exercícios empíricos reportados ao longo do texto.

Fernando Rocha e Renato Friedmann, com uma sinceridade fora do comum, deram-me sábios (e extremamente valiosos) conselhos em um momento de indecisão pessoal relacionado à escolha de ingressar no mestrado em Economia. A honestidade e humildade desses dois colegas foram fundamentais para que eu acabasse decidindo por tal ingresso. Só espero ser capaz de, um dia, retribuir esse ato de amizade.

Sérgio Andrade, meu grande amigo há quase uma década, foi responsável por ajudar-me a lembrar que a vida não se limitava apenas a estudar Economia. Sílvio Magalhães também tem uma parcela de culpa nesse sentido, embora estivesse distante em termos geográficos. Dizem que quem tem poucos amigos, tem um milhão e quem tem um milhão de amigos, na verdade, não tem nenhum. Sinto-me agradecido, portanto, de ter dois amigos que valem por um batalhão. Seu apoio foi (e continua sendo) fundamental para que eu siga em frente nas minhas empreitadas intelectuais.

Ao longo dos anos de mestrado, tive a sorte de morar em uma república bem-estruturada, bem-localizada e bem-humorada (algo raro hoje em dia...). Agradeço a todos que passaram por ela pelo convívio saudável e divertido que tivemos nesse tempo. Leonardo Porto e Mateus Terni (o "Mateusinho") foram provavelmente os amigos com quem mais me identifiquei na república. Mateusinho, em especial, fez a gentileza de ceder-me seu computador por cerca de seis meses, que foi o período exato que gastei para finalizar o trabalho. A possibilidade de trabalhar no conforto do lar gerou tamanha utilidade para mim, que acabou afetando positivamente minha produtividade, permitindo, em última instância, finalizar o trabalho em tempo hábil.

Agradeço ainda ao apoio financeiro concedido para meus estudos de mestrado, tanto por parte da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) quanto por parte do *Sasakawa Young Leader Foundation Fellowship* (SYLFF). Dado o alto custo de vida em São Paulo, este apoio foi fundamental em certas horas.

Finalmente, agradeço a Deus, porquê era a ele que eu recorria quando as coisas apertavam e eu não podia viajar para Vitória ou Belo Horizonte.

“Studies serve for delight, for ornament, and for ability. Their chief use for delight is in privateness and retiring; for ornament, is in discourse; and for ability, is in the judgement and disposition of business. For expert men can execute and perhaps judge of particulars, one by one, but the general counsels, and the plots and marshaling of affairs, come best from those that are learned. (...) Crafty men contemn studies; simple men admire them; and wise men use them; for they teach not their own use; but that is a wisdom without them and above them, won by observation. Read not to contradict and confute; nor to believe and take for granted; nor to find talk and discourse; but to weight and consider. Some books are to be tasted, others to be swallowed, and some few to be chewed and digested: That is, some books are to be read only in parts; others to be read, but not curiously; and some few to be read wholly, and with diligence and attention. (...) Reading maketh a full man; conference a ready man; and writing an exact man. (...) Histories make men wise; poets witty; the mathematics subtile; natural philosophy deep; moral grave; logic and rethoric able to contend. *Abeunt studia in mores.*”

Sir Francis Bacon.

“Without ambition one starts nothing. Without work one finishes nothing. The prize will not be sent to you. You have to win it. The man who knows how will always have a job. The man who also knows why will always be his boss. As to methods there may be a million and then some, but principles are few. The man who grasps principles can successfully select his own methods. The man who tries methods, ignoring principles, is sure to have trouble.”

Ralph W. Emerson.

“Não há um homem que não seja um descobridor. Começa descobrindo o amargo, o salgado, o liso, o áspero, as sete cores do arco-íris e as vinte e tantas letras do alfabeto. Passa pelos rostos, pelos mapas, pelos animais e pelos astros. Conclui pela dúvida ou pela fé e pela certeza quase total de sua própria ignorância.”

L. Borges.

“Descobri como é bom chegar quando se tem paciência. E para se chegar, onde quer que seja, aprendi que não é preciso dominar a força, mas a razão. É preciso, antes de mais nada, querer.”

Amir Klink.

RESUMO

O presente trabalho tem por objetivo checar empiricamente a adequação de algumas das hipóteses relacionadas à primeira geração de modelos de ciclos reais de negócios ("real-business-cycle"; RBC), assim como os resultados daí advindos. Para tanto, estimamos modelos que impõem poucas restrições *a priori* sobre os dados a fim de verificarmos a robustez empírica de alguns resultados, na linha de raciocínio proposta originalmente por Galí (1996b, 1999), ao mesmo tempo em que atentamos para diferenças existentes entre medidas de produtividade total dos fatores que levam em conta (ou não) taxas de utilização variáveis dos fatores de produção. Também checamos a robustez desses resultados para outros países, especialmente os Estados Unidos, seguindo o debate empírico recente iniciado por Francis e Ramey (2001) e levado adiante por Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003). Os resultados obtidos demonstram que, além de existirem diferenças significativas entre medidas de produtividade construídas a partir de metodologias distintas, medidas que não incorporam taxas de utilização dos fatores variáveis ao longo do tempo não podem ser caracterizadas de acordo com as especificações teóricas geralmente adotadas nos primeiros modelos RBC. Além disso, esses modelos geram resultados teóricos que não são compatíveis com algumas regularidades empíricas básicas dos ciclos de negócios, o que também tende a comprometer sua performance. Os resultados obtidos são robustos a diversas questões de especificação, tais como: a consideração de diferentes períodos amostrais, a inclusão de variáveis adicionais nas estimações realizadas e a especificação do processo estocástico seguido pelo fator trabalho. No caso de dados americanos, os resultados obtidos tendem a confirmar os resultados originais de Galí e Francis e Ramey, ao mesmo tempo em que vão contra a alguns dos argumentos contidos em Christiano, Eichenbaum e Vigfusson.

ABSTRACT

This work aims to check the empirical adequacy of some of the main hypotheses behind the first generation of real-business-cycle models. In doing so, we estimate models that impose a few *a priori* restrictions over the data in order to verify the robustness of some results, following the guidelines contained in Galí (1996b, 1999). At the same time, we draw some attention to the differences between total-factor-productivity measures obtained through different methodologies, specially those that take account (or not) of variable factor-utilization rates. We also check the robustness of the results related to other countries, specially the United States, following the recent empirical debate raised by Francis and Ramey (2001) and Christiano, Eichenbaum and Vigfusson (2003). Our results show that there are considerable differences between different measures of productivity. Specifically, measures that do not incorporate variable factor-utilization rates cannot be characterized in accordance with the theoretical specifications adopted in the first RBC models. Besides that, these models generate results that are not compatible with some of the main empirical regularities regarding business-cycle phenomena. Our results are robust to several specification issues, such as: differences in sample periods, inclusion of additional variables in the estimation and the specification of the stochastic process followed by the labor input. When considering american data, our results tend to confirm Galí's and Francis and Ramey's results, while going against some of the main arguments contained in Christiano, Eichenbaum and Vigfusson.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	6
LISTA DE GRÁFICOS.....	8
1. INTRODUÇÃO.....	10
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	14
2.1. Uma breve discussão metodológica.....	14
2.1.1. A contribuição de Lucas.....	14
2.1.2. Calibração versus Estimação.....	17
2.2. Fatos estilizados.....	21
2.2.1. Crescimento e ciclos.....	21
2.3. Revisão da literatura teórica.....	25
2.3.1. Choques reais e mecanismos de propagação: as abordagens seminais da agenda de pesquisa RBC.....	25
2.3.2. O debate Prescott-Summers.....	33
2.3.3. Enigmas do mercado de trabalho.....	37
2.3.4. Aplicações ao caso brasileiro.....	40
2.3.5. Sumário da literatura teórica.....	44
2.4. Revisão da literatura empírica.....	45
2.4.1. Críticas empíricas a modelos RBC (com ênfase no uso do resíduo de Solow como <i>proxy</i> para choques tecnológicos).....	45
2.4.2. O debate recente.....	53
2.4.3. Problemas empíricos no caso brasileiro.....	55
2.4.4. Sumário da literatura empírica.....	57
3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	59
3.1. Base de dados.....	59
3.2. Análise descritiva.....	60
3.3. Testes econométricos.....	67
3.3.1. Análise univariada.....	67
3.3.1.1. Testes de raiz unitária.....	67
3.3.1.2. Propriedades estatísticas de medidas de produtividade.....	73
3.3.1.3. Testes de Granger-causalidade.....	81
3.3.2. Análise multivariada.....	87
3.3.2.1. Testes de cointegração.....	88
3.3.2.2. Emprego, produtividade e ciclos: uma abordagem estrutural.....	94
3.3.2.2.1. Identificação.....	98
3.3.2.2.2. Resultados.....	100
3.3.2.2.3. Evidência internacional.....	113
3.3.2.3. Testes de robustez.....	116
3.3.2.3.1. A importância de sistemas de ordem superior.....	117
3.3.2.3.2. Instabilidade amostral.....	123
3.3.2.3.3. O padrão dinâmico do fator trabalho.....	125
4. CONCLUSÕES E AGENDA DE PESQUISA FUTURA.....	161
5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	166

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Contribuições dos fatores capital e trabalho e da produtividade para o crescimento e os ciclos de negócios.....	21
Tabela 2 – Padrão cíclico de variáveis macroeconômicas selecionadas, Estados Unidos, 1954:01/1991:02.....	24
Tabela 3 – Resultados de Kydland e Prescott (1982) para a economia americana ao longo do período 1950/1979.....	28
Tabela 4 – Resultados de Hansen e Wright (1992) relacionados ao mercado de trabalho norte-americano ao longo do período 1947/1991.....	39
Tabela 5 – Lista de estudos de ciclos de negócios aplicados ao contexto brasileiro.....	40
Tabela 6 – Resultados de Kanczuk e Faria (2000) para a indústria brasileira, 1985:01/1999:03.....	42
Tabela 7 – Resultados de Ellery, Gomes e Sachsida (2002) para a economia brasileira ao longo do período 1970/1998.....	43
Tabela 8 – Variáveis utilizadas na construção de medidas de produtividade.....	63
Tabela 9 – Estatísticas descritivas das principais variáveis.....	65
Tabela 10 – Testes de Dickey-Pantula (1ª etapa).....	69
Tabela 11 – Testes de Dickey-Pantula (2ª etapa).....	70
Tabela 12 – Testes de raiz unitária (ADF e PP).....	71
Tabela 13 – Correlações entre fatores de produção.....	74
Tabela 14 – Propriedades estatísticas de medidas de produtividade no Brasil.....	76
Tabela 15 – Propriedades estatísticas de medidas de produtividade para países selecionados.....	79
Tabela 16 – Testes de Granger-causalidade univariados.....	84
Tabela 17 – Testes de Granger-causalidade multivariados.....	86
Tabela 18 – Testes de diagnóstico dos resíduos do VAR(2) estimado com horas e produtividade.....	90
Tabela 19 – Testes de diagnóstico dos resíduos do VAR(2) estimado com emprego e produtividade.....	91
Tabela 20 – Testes de cointegração de Engle-Granger (horas e produtividade).....	92
Tabela 21 – Testes de cointegração de Engle-Granger (emprego e produtividade).....	92
Tabela 22 – Testes de cointegração de Johansen (horas e produtividade).....	93
Tabela 23 – Testes de cointegração de Johansen (emprego e produtividade).....	93
Tabela 24 – Correlações estimadas entre medidas do fator trabalho e produtividade, indústria brasileira.....	102
Tabela 25 – Estimativas de SRIRL para a indústria brasileira.....	110
Tabela 26 – Cronologia trimestral dos ciclos brasileiros de acordo com Chauvet (2002).....	112
Tabela 27 – Evidência internacional.....	114
Tabela 28 – Estimativas de SRIRL para países selecionados.....	115
Tabela 29 – Correlações estimadas entre medidas do fator trabalho e produtividade: VAR(5).....	118
Tabela 30 – Estimativas de SRIRL: VAR(5).....	122
Tabela 31 – Correlações estimadas: especificações com duas defasagens (sem 1990).....	124
Tabela 32 – Estimativas de SRIRL: especificações com duas defasagens (sem 1990).....	124
Tabela 33 – Testes ADF e PP para medidas do fator trabalho da economia americana.....	127

Tabela 34 – Teste KPSS para medidas do fator trabalho da economia americana	127
Tabela 35 – Resultados para a economia americana: correlações horas-produtividade estimadas.....	129
Tabela 36 – Correlações estimadas entre medidas do fator trabalho e produtividade, indústria brasileira.....	138
Tabela 37 – Testes de Granger-causalidade: modelo com horas em primeiras-diferenças, economia americana.....	157
Tabela 38 – Testes de Granger-causalidade: modelo com horas em níveis, economia americana	157
Tabela 39 – Testes de Granger-causalidade: modelo com fator trabalho em primeiras-diferenças, indústria brasileira.....	158
Tabela 40 – Testes de Granger-causalidade: modelo com fator trabalho em níveis, indústria brasileira	159

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Principais séries (níveis).....	66
Gráfico 2 – Principais séries (primeiras-diferenças)	72
Gráfico 3 – Medidas de produto e insumos.....	75
Gráfico 4 – Variáveis do VAR.....	88
Gráfico 5 – Diagramas de dispersão (horas vs. produtividade).....	104
Gráfico 6 – Diagramas de dispersão (emprego vs. produtividade).....	105
Gráfico 7 – Funções impulso-resposta (horas).....	107
Gráfico 8 – Funções impulso-resposta (emprego).....	108
Gráfico 9 – Horas e produtividade ao longo do ciclo.....	112
Gráfico 10 – Emprego e produtividade ao longo do ciclo.....	113
Gráfico 11 – VAR(5): funções impulso-resposta (horas).....	120
Gráfico 12 – VAR(5): funções impulso-resposta (emprego).....	121
Gráfico 13 – Funções impulso-resposta: dados de Galí (1999), horas em primeiras-diferenças.....	131
Gráfico 14 – Funções impulso-resposta: dados de Galí (1999), horas em níveis.....	132
Gráfico 15 – Funções impulso-resposta: dados de Francis-Ramey (2001), horas em primeiras-diferenças.....	133
Gráfico 16 – Funções impulso-resposta: dados de Francis-Ramey (2001), horas em níveis.....	134
Gráfico 17 – Funções impulso-resposta: dados de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003), horas em primeiras-diferenças.....	135
Gráfico 18 – Funções impulso-resposta: dados de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003), horas em níveis.....	136
Gráfico 19 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> em primeiras-diferenças.....	139
Gráfico 20 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> em níveis.....	140
Gráfico 21 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> em primeiras-diferenças.....	141
Gráfico 22 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> em níveis.....	142
Gráfico 23 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> (2) em primeiras-diferenças.....	144
Gráfico 24 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> (2) em níveis.....	145
Gráfico 25 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> (2) em primeiras-diferenças.....	146
Gráfico 26 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> (2) em níveis.....	147
Gráfico 27 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> em primeiras-diferenças (sem 1990).....	148
Gráfico 28 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> em níveis (sem 1990).....	149
Gráfico 29 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> em primeiras-diferenças (sem 1990).....	150

Gráfico 30 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> em níveis (sem 1990).....	151
Gráfico 31 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> (2) em primeiras-diferenças (sem 1990).....	152
Gráfico 32 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, horas <i>per capita</i> (2) em níveis (sem 1990).....	153
Gráfico 33 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> (2) em primeiras-diferenças (sem 1990).....	154
Gráfico 34 – Funções impulso-resposta: dados brasileiros, emprego <i>per capita</i> (2) em níveis (sem 1990).....	155

1. Introdução

Os economistas sempre tiveram um interesse genuíno por uma questão básica: quais são as causas das flutuações de curto prazo na economia? E, embora a intensidade desse interesse tenha variado ao longo do tempo, ele sempre esteve presente, dada a sua importância em termos teóricos e aplicados.

É possível notar a existência de descrições sistemáticas relacionadas às flutuações econômicas pelo menos desde a primeira década do século XX. E as respostas à questão acima foram as mais variadas possíveis. As flutuações – também denominadas “ciclos econômicos” ou “ciclos de negócios” – poderiam ocorrer devido a fatores como expectativas, moeda, crédito, lucros esperados, investimentos, inovações tecnológicas, elementos políticos e até mesmo devido a manchas solares. A identificação das principais fontes geradoras de ciclos na economia passou a constituir a forma básica de verificação das diversas teorias que buscavam explicar esse fenômeno. Especificamente, a plausibilidade das fontes de choques incidentes na economia e dos mecanismos de propagação que faziam com que esses choques iniciais levassem a flutuações das magnitudes usualmente observadas determinava a sobrevivência (e eventual popularidade) de cada teoria¹.

Com a consolidação da Macroeconomia como uma disciplina com identidade própria, a partir dos anos 40 e 50, os debates sobre o tema foram tornando-se cada vez mais polarizados, chegando-se a uma situação extrema de bipolarização, conforme é o caso da década de 80, onde prevaleceu o debate entre novos-clássicos e novos keynesianos, por exemplo².

A segunda geração de modelos novo-clássicos, com sua ênfase no papel de fatores reais na origem e propagação de flutuações econômicas acabou gerando bastante controvérsia no meio acadêmico. A fonte básica das inúmeras controvérsias surgidas no período dizia respeito não apenas aos novos resultados obtidos – bastante distintos dos resultados da época – mas também à proposta de uma nova métrica de ajuste de modelos aos dados em Macroeconomia. No caso, a confrontação desses modelos com os dados não era feita, em geral, a partir de técnicas econométricas convencionais, mas sim a partir de uma série de procedimentos onde eram simuladas economias artificiais em um computador, comparando-se algumas de suas propriedades estatísticas (desvios-padrão e coeficientes de correlação) com as de uma economia real. A adequação de cada modelo seria determinada então a partir dessa comparação, tendo

¹ Ver, a esse respeito, Zarnowitz (1985, tabela 5) e Dotsey e King (1987). Adicionalmente, ver Samuelson (1998) e DeLong (1999), que ressaltam a atualidade do tema.

como procedimento auxiliar o método de “calibração”. Tal método equivale a um procedimento onde, baseando-se em evidência microeconômica e fatos estilizados do crescimento de longo prazo, são escolhidos valores para os parâmetros do modelo, que servem como base de comparação com as previsões daí advindas relacionadas às variâncias e covariâncias das séries simuladas com as séries relacionadas a uma economia real. Um exercício de calibração seria útil então no sentido de identificar as principais falhas e virtudes de um modelo, sugerindo possibilidades de modificação deste, de modo a melhorar seu ajuste em relação aos dados.

Assim, uma prática relativamente comum em Macroeconomia hoje em dia passou a ser a calibração e simulação de economias artificiais. Os modelos seminais dessa agenda de pesquisa enfatizavam a geração de flutuações cíclicas a partir de economias povoadas por agentes com expectativas racionais, mercados em equilíbrio e sem imperfeições (Kydland e Prescott, 1982; Long e Plosser, 1983; Prescott, 1986a). No caso desses modelos iniciais, choques de produtividade eram tidos como o principal fator gerador de flutuações na economia. Era o surgimento dos modelos de ciclos reais de negócios (“*real-business-cycle models*”; RBC). A partir do confronto com os dados, eram então impostas hipóteses adicionais nos modelos, que buscavam explicar de maneira mais acurada algum fato que não havia sido previamente explicado.

Nos últimos anos passou a ocorrer, inclusive, um significativo volume de produção acadêmica a nível nacional que busca verificar a validade da aplicação de modelos desse tipo ao contexto brasileiro (Kanczuk e Faria, 2000; Ellery, Gomes e Sachsida, 2001, 2002; Ferreira e Val, 2001). Esse esforço de pesquisa deve ser elogiado, dadas as vantagens e a simplicidade de modelos do gênero. Afinal de contas, é importante responder a questões do tipo: “qual é a parcela $\lambda\%$ de flutuações em uma economia que pode ser atribuída a choques reais ou de produtividade?”, que foi a questão básica a motivar o início dessa agenda de pesquisa nos Estados Unidos.

O objetivo do presente trabalho é checar, a partir do uso de técnicas econométricas, a adequação de algumas das hipóteses relacionadas à primeira geração de modelos RBC, assim como os resultados daí advindos. Para tanto, usando dados da indústria brasileira, construímos diversas medidas de produtividade, atentando para as eventuais diferenças existentes entre elas como forma de ressaltarmos a importância da metodologia empregada nessa construção. Adicionalmente, estimamos modelos que impõem poucas restrições *a priori* sobre os dados para

² São inúmeras as referências relacionadas a esse debate e, a título de exemplo, citamos apenas Barro (1992), Blanchard (1992) e Dornbusch (1992). Referências mais amplas, que englobam desenvolvimentos em diversas áreas da Macroeconomia estão contidas em Woodford (1999) e Blanchard (2000).

verificar a robustez empírica de alguns resultados relacionados a esses modelos, na linha de raciocínio proposta originalmente por Galí (1996b, 1999). Também checamos a robustez desses resultados para outros países, especialmente os Estados Unidos, seguindo o debate empírico recente iniciado por Francis e Ramey (2001) e levado adiante por Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

Os resultados obtidos demonstram que, além de existirem diferenças significativas – em termos de propriedades estatísticas – entre medidas de produtividade construídas a partir de metodologias distintas, medidas que não incorporam taxas de utilização dos fatores variáveis ao longo do tempo não podem ser caracterizadas de acordo com as especificações teóricas geralmente adotadas nos primeiros modelos RBC. Além disso, esses modelos geram resultados teóricos que não são compatíveis com algumas regularidades empíricas básicas dos ciclos de negócios, o que também tende a comprometer sua performance. No caso, nossos resultados são robustos a diversas questões de especificação, como a consideração de diferentes períodos amostrais, a inclusão de variáveis adicionais nas estimações realizadas e à especificação do processo estocástico seguido pelo fator trabalho. No caso de dados americanos, os resultados obtidos tendem a confirmar os resultados originais de Galí (1996b, 1999) e Francis e Ramey (2001), ao mesmo tempo em que vão contra a alguns dos argumentos contidos em Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

As críticas aqui contidas relacionam-se a modelos correspondentes à fase inicial dessa agenda de pesquisa, não devendo ser vistas como um conjunto definitivo de evidências contrárias a esse corpo teórico, mas sim como questionamentos iniciais que possam gerar mais pesquisa relacionada ao tema no futuro³. São duas as possibilidades básicas nesse sentido. A primeira diz respeito à elaboração de modelos teóricos mais refinados que busquem levar em conta as críticas empíricas aqui levantadas. A segunda equivale à realização de testes empíricos adicionais que valham-se de técnicas e períodos amostrais distintos daqueles reportados neste trabalho, como forma de conferir robustez a nossos resultados, bem como levantar novas questões.

O trabalho está dividido em quatro capítulos, incluindo esta introdução e a conclusão. No segundo capítulo, realizamos uma breve descrição metodológica da agenda de pesquisa RBC, bem como uma resenha relacionando os principais trabalhos teóricos e empíricos da área produzidos até a década de noventa. Dada a inexistência de resenhas disponíveis sobre o tema

³ Esta ressalva é feita aqui, uma vez que os avanços recentes na literatura incorporaram diversas questões que não haviam sido tratadas no caso da primeira geração de modelos. Ver, em especial, a resenha de King e Rebelo (2000) e o livro editado por Thomas Cooley, contendo diversos desenvolvimentos recentes (Cooley, 1995).

escritas em português, esperamos com isto atrair um maior volume de pesquisa relacionado à área, bem como esclarecer certas questões controversas que estão diretamente ligadas às conclusões advindas de alguns dos estudos contidos nessa sistematização. No terceiro capítulo, discutimos a validade do uso do resíduo de Solow como *proxy* para choques tecnológicos, uma prática iniciada por Prescott (1986a). Atentamos, em particular, para a importância de uma mensuração acurada dos fatores de produção e apresentamos algumas estimativas de medidas de produtividade para a indústria brasileira, inclusive medidas que levam em conta taxas de utilização dos fatores variáveis ao longo do tempo, um aspecto importante da literatura recente, tanto de ciclos (Greenwood, Hercowitz e Huffman, 1988; Bils e Cho, 1994) quanto de produtividade (Burnside, Eichenbaum e Rebelo, 1995, 1996; Basu, 1997). Verificamos ainda a ocorrência de enigmas empíricos importantes no país, já reportados anteriormente para outras economias. Na última parte desse capítulo, estimamos modelos baseados em poucas restrições *a priori*, restrições estas fundamentadas em princípios teóricos bastante genéricos. No caso, buscamos verificar para o caso brasileiro a ocorrência do “enigma de produtividade” bem como a direção da correlação existente entre medidas de produtividade e do fator trabalho, conforme proposto originalmente por Galí (1996b, 1999). Finalmente, no último capítulo são apresentadas as principais conclusões do trabalho bem como são sugeridas algumas linhas de pesquisa futura.

2. Revisão da Literatura

Neste capítulo, primeiramente realizamos uma breve discussão a respeito da metodologia (teórica e empírica) de modelos de ciclos reais de negócios para, em seguida, descrevermos a motivação básica inerente a modelos do gênero, em especial, seu objetivo de fornecer uma explicação conjunta para os fenômenos de ciclo e crescimento. Adicionalmente, realizamos uma resenha de parte das literaturas teórica e empírica relacionadas a esses modelos.

2.1. Uma breve discussão metodológica

2.1.1. A contribuição de Lucas

O ciclo de negócios sempre foi um fenômeno que interessou aos economistas, embora seu prestígio no ramo oscilasse de acordo com a época considerada. Assim, o estudo dos ciclos de negócios esteve muito em voga no início do século XX, especialmente no período anterior à Grande Depressão. O programa de pesquisa iniciado na época no *National Bureau of Economic Research* (NBER) foi fundamental no sentido de possibilitar uma documentação empírica precisa dos ciclos. A definição clássica desse fenômeno está contida no estudo pioneiro de Burns e Mitchell (1946), citados por Stock e Watson (2000, p.1):

"A cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own" (Burns e Mitchell, 1946, p.3 *apud* Stock e Watson, 2000, p.1).

Com a Grande Depressão e suas conseqüências devastadoras sobre a economia norte-americana, em especial, o foco de interesse da profissão mudou completamente, indo na direção dos determinantes dos níveis de produto e emprego em um dado instante do tempo, uma influência direta das idéias de Keynes contidas na *Teoria Geral*. Por outro lado, ao longo das décadas de 50 e 60, caracterizadas como períodos de prosperidade, o interesse predominante foi pela área de Crescimento Econômico.

Somente na década de 70 é que voltou a haver um certo interesse pelo estudo dos ciclos de negócios, com tal *revival* tendo sido promovido principalmente a partir de alguns trabalhos seminiais de Robert E. Lucas Jr. (1972, 1973, 1975, 1977). Em um artigo clássico sobre o tema, intitulado "*Understanding business cycles*" (Lucas, 1977), o autor resume algumas das principais características dos ciclos de negócios nos Estados Unidos. Segundo esse autor, tais características seriam as seguintes:

“(i) Output movements across broadly defined sectors move together. (In Mitchell’s terminology, they exhibit high conformity; in modern time series language, they have high coherence.) (ii) Production of producer and consumer durables exhibits much greater amplitude than does the production of nondurables. (iii) Production and prices of agricultural goods and natural resources have lower than average conformity. (iv) Business profits show high conformity and much greater amplitude than other series. (v) Prices generally are procyclical. (vi) Short-term interest rates are procyclical; long-term rates slightly so. (vii) Monetary aggregates and velocity measures are procyclical.” (Lucas, 1977, p.9, grifos do autor).

Mais adiante, o autor prossegue, colocando a possibilidade de se obter uma explicação genérica para esse fenômeno:

“ There is, as far as I know, no need to qualify these observations by restricting them to particular countries or time periods: they appear to be regularities common to all decentralized market economies. Though there is absolutely no theoretical reason to anticipate it, one is led by the facts to conclude that, with respect to the qualitative behavior of co-movements among series, business cycles are all alike. To theoretically inclined economists, this conclusion should be attractive and challenging, for it suggests the possibility of a unified explanation of business cycles, grounded in the general laws governing market economies, rather than in political or institutional characteristics specific to particular countries or periods.” (Lucas, 1977, p.10, grifos do autor)¹.

Esta última afirmação de Lucas (1977) tem um caráter, no mínimo, controverso. Se, por um lado, parece extremamente estimulante a nível intelectual a possibilidade de se obter uma explicação genérica e unificada de um fenômeno à primeira vista tão errático e imprevisível quanto o ciclo de negócios; por outro, parece problemático desconsiderar especificidades históricas, institucionais e políticas de diferentes países quando da análise desse fenômeno. Dado que diferentes países passam por distintas fases de desenvolvimento econômico, é de se esperar que não haja um grau de uniformidade plena entre eles no que diz respeito às flutuações de curto prazo.

Apesar de possuir diversas contribuições substantivas relacionadas ao estudo dos ciclos de negócios, uma das principais contribuições de Lucas é de cunho metodológico². Algumas de suas recomendações nesse sentido podem ser resumidas a partir de afirmações do tipo:

¹ Cabe aqui chamar atenção para dois aspectos importantes relacionados à citação acima: primeiro, as características aqui expostas referem-se à economia norte-americana até a década de 70, podendo variar de acordo com o país e a época considerados; segundo, há até hoje, uma certa controvérsia entre alguns autores, quanto às características das variáveis citadas, com a classificação de Lucas (1977) não estando imune a opiniões contrárias. A título de exemplo de estudos mais recentes, ver Backus e Kehoe (1992), Basu e Taylor (1999) e Stock e Watson (2000).

² Sobre as contribuições substanciais de Lucas, ver seus artigos originais (Lucas, 1972, 1973, 1975, 1976, 1977). Lucas (1981) representa uma coletânea contendo esses e outros artigos. Uma resenha didática da obra desse autor está contida em Chari (1998). Ver também Sargent (1996) sobre a importância das

“ One exhibits understanding of business cycles by constructing a model in the most literal sense: a fully articulated artificial economy which behaves through time so as to imitate closely the time series behavior of actual economies.” (Lucas, 1977, p.11, grifo do autor).

Em ocasião posterior, no seu *“Methods and problems in business cycle theory”*, esse autor expõe de forma mais detalhada a sua visão sobre o papel da teoria no estudo dos ciclos de negócios. Para ele, o papel da teoria econômica nesse sentido é o seguinte:

“ One of the functions of theoretical economics is to provide fully articulated, artificial economic systems that can serve as laboratories in which policies that would be prohibitively expensive to experiment with in actual economies can be tested out at much lower cost. To serve this function well, it is essential that the artificial ‘model’ economy be distinguished as sharply as possible in discussion from actual economies. (...) Any model that is well enough articulated to give clear answers to the questions we put to it will necessarily be artificial, abstract, patently ‘unreal’. At the same time, not all well-articulated models will be equally useful. Though we are interested in models because we believe they may help us to understand matters about which we are currently ignorant, we need to test them as useful imitations of reality by subjecting them to shocks for which we are fairly certain how actual economies, or parts of economies, would react. The more dimensions on which the model mimics the answers actual economies give to simple questions, the more we trust its answers to harder questions. This is the sense in which more ‘realism’ in a model is clearly preferred to less ” (Lucas, 1980, p.697).

Basicamente, o autor defende que modelos, sendo abstrações da realidade, por definição, não deveriam ser julgados em termos do realismo de suas hipóteses, mas sim em termos da forma como “imitam” economias reais em certas dimensões. O autor possui uma visão bastante pragmática do papel da teoria econômica, justificando tal posição a partir do fato de que experimentos sociais realizados a nível macroeconômico são tidos como custosos e inconcebíveis:

“Our task as I see it (...) is to write a FORTRAN program that will accept specific economic policy rules as ‘input’ and will generate as ‘output’ statistics describing the operating characteristics of time series we care about, which are predicted to result from these policies. (...) It must be taken for granted, it seems clear, that simply attempting various policies that may be proposed on actual economies and watching the outcome must not be taken as a serious solution method: Social Experiments on the grand scale may be instructive and admirable, but they are best admired at a distance. The idea, if the marginal social product of economics is positive, must be to gain some confidence that the component parts of the program are in some sense reliable prior to running it at the expense of our neighbors” (Lucas, 1980, p.697).

Assim, para o autor, o significado do termo “teoria” é o seguinte:

principais contribuições de Lucas para a pesquisa macroeconômica contemporânea. Opiniões recentes sobre questões relacionadas aos ciclos de negócios estão contidas em Lucas (1987, 1996, 2003).

“On this general view of the nature of economic theory then, a ‘theory’ is not a collection of assertions about the behavior of the actual economy but rather an explicit set of instructions for building a parallel or analogue system – a mechanical, imitation economy. A ‘good’ model, from this point of view, will not be exactly more ‘real’ than a poor one, but will provide better imitations. Of course, what one means by a ‘better imitation’ will depend on the particular questions to which one wishes answers” (Lucas, 1980, p.697)³.

Em termos da adequação empírica desses modelos, Lucas fornece sugestões que acabariam por constituir as bases do procedimento de calibração. Em relação aos parâmetros desses modelos, o autor coloca que:

“On these parameters, we have a wealth of inexpensively available data from census cohort information, from panel data describing the reactions of individual households to a variety of changing market conditions, and so forth. In principle (...) these crucial parameters can be estimated independently from individual as well as aggregate data. If so, we will know what the aggregate parameters mean, we will understand them in a sense that disequilibrium adjustment parameters will never be understood. This is exactly why we care about the ‘microeconomic foundations’ of aggregate theories” (Lucas, 1980, p.712, grifo do autor).

As recomendações metodológicas contidas em Lucas (1977, 1980) exerceram um tremendo impacto sobre a geração de economistas da década de 80. Suas instruções eram simples e claras: macroeconomistas deveriam começar a construir economias artificiais, a partir das quais pudessem executar simulações com cenários econômicos alternativos, dado o alto custo dessas simulações na prática. Uma consequência direta de tais recomendações foi que boa parte da pesquisa relacionada a ciclos de negócios realizada a partir da década de 80 passou a se basear rigidamente nessas instruções metodológicas⁴.

2.1.2. Calibração versus Estimação

Apesar do uso disseminado da técnica de calibração para testar a adequação empírica de modelos RBC, não existe uma posição clara a respeito de sua superioridade em relação a técnicas econométricas usuais, nem tampouco quanto a seqüência de procedimentos relacionados a ela⁵.

³ Em nossa opinião, um problema básico decorrente dessa última afirmação é que o significado do termo “melhor imitação” pode estar sujeito a critérios subjetivos.

⁴ Um reflexo direto dessas recomendações está contido em Prescott (1998), por exemplo, que enumera alguns princípios básicos relacionados à pesquisa em ciclos de negócios.

⁵ Uma evidência favorável a esse ponto-de-vista é a organização, em anos recentes, de simpósios que procuram retratar o debate “estimação versus calibração”, conforme é o caso dos simpósios promovidos pelo *Journal of Applied Econometrics* em 1994, pelo *Economic Journal* em 1995 e pelo *Journal of Economic Perspectives* em 1996. Ver, em especial, os artigos de Pagan (1994), Quah (1995), Gregory e Smith (1995) e Hendry (1995), que procuram contrastar as virtudes e fraquezas de ambas as metodologias. Pontos-de-vista favoráveis exclusivamente ao uso de técnicas de calibração estão contidas

Ainda assim, alguns autores advogam firmemente a favor dessa última metodologia em detrimento da primeira, conforme é o caso de Kydland e Prescott (1996), por exemplo. Segundo esses autores:

“The selection and construction of a particular model economy should not depend on the answer provided. In fact, searching within some parametric class of economies for the one that best fits a set of aggregate time series makes little sense, because it isn't likely to answer an interesting question. For example, if the question is of the type, 'how much of fact X is accounted by Y', then choosing the parameter values in such a way as to make the amount accounted for as large as possible according to some metric is an attempt to get a particular – not a good – answer to the question” (Kydland e Prescott, 1996, p.73-74).

Em geral, autores envolvidos nessa linha de pesquisa partem da hipótese de que uma vez que os modelos considerados equivalem a simplificações extremas da realidade, estes acabarão sendo necessariamente rejeitados em testes que envolvam técnicas convencionais.

Hansen e Heckman (1996), por sua vez, vão em uma direção diametralmente oposta a de Kydland e Prescott, atentando para as possibilidades advindas de métodos usuais de estimação, conforme ilustra o trecho abaixo:

“Model testing serves as a barometer for measuring whether a given parametric structure captures the essential features of the data. When cleverly executed, it can pinpoint defective features of a model. Applied statistical decision theory and conventional statistical practice provide a formalism for conducting this endeavor. While this theory can be criticized for its rigidity or its naiveté, it seems premature to scrap it altogether without putting in place some other clearly stated criterion for picking the parameters of a model and assessing the quality of that selection. (...) The rational agents in real business cycle models use this theory and, as a consequence, are assumed to process information in a highly structured way. Why should the producers of estimates for the real business cycle models act differently?” (Hansen e Heckman, 1996, p.93).

Tamanha discordância já havia sido notada por outros autores em uma ocasião anterior. Gregory e Smith (1995), por exemplo, baseando-se em observações casuais de debates ocorridos em seminários e congressos acadêmicos, sintetizam algumas das principais críticas de “calibradores” a econométristas, que são as seguintes⁶:

- (i) Modelos são “errados” por definição e, assim sendo, serão necessariamente rejeitados em testes estatísticos.
- (ii) A Teoria Econômica fornece maior disciplina do que a Econometria.

em Wickens (1995) e Kydland e Prescott (1996). Críticas a tal procedimento podem ser encontradas em Eichenbaum (1995), Hansen e Heckman (1996) e Sims (1989, 1996). Por outro lado, a crescente importância do método de calibração pode ser constatada a partir de sua inclusão em livros-texto que tratam de tópicos avançados em Macroeconometria, conforme é o caso de Favero (2001, cap.8), por exemplo.

⁶ Prescott (1998) fala em termos de um debate distinto, entre “indução” e “dedução”.

- (iii) A Econometria equivale a “*curve-fitting*” ou “*data-mining*”.
- (iv) A relevância de testes de raiz unitária é, no mínimo, questionável.

Por outro lado, os autores também citam as principais críticas de econométristas a “calibradores” (ou teóricos de modelos de ciclos reais, em última instância):

- (v) Modelos de ciclos de negócios baseados em choques não-observáveis não são testáveis.
- (vi) A comparação de momentos é uma tarefa relativamente trivial, com parâmetros do modelo podendo ser calibrados de modo a se obter qualquer comparação desejada.
- (vii) A incerteza relacionada a valores de parâmetros que são calibrados é ignorada.
- (viii) Modelos calibrados não são testados de acordo com técnicas estatísticas formais.
- (ix) Os métodos de extração de tendência empregados nesses modelos são arbitrários.

Do segundo conjunto de críticas citadas acima, as que parecem ter tido o maior impacto em termos da pesquisa relacionada ao tema foram a terceira e a quarta críticas. Eichenbaum (1991), por exemplo, questiona os méritos da abordagem RBC como um todo, colocando que alguns dos resultados relacionados a essa agenda de pesquisa possuem um caráter “*whimsical*”⁷. Como coloca o autor:

“Does the evidence in fact provide such overwhelming support in favor of the basic claim of existing Real Business Cycle (RBC) theories so as to rationalize this fundamental shift in our view of the business cycle? In my view it does not. This is because the evidence in favor of the proposition that productivity shocks can account for most of the variability in post-World War II US output is simply too fragile to be believable (...)” (Eichenbaum, 1991, p.608, grifo do autor).

Em particular, o autor atenta para a instabilidade inerente a alguns dos parâmetros relacionados a modelos do gênero. Por exemplo, esses modelos, ao indagarem a respeito da proporção $\lambda\%$ das variações no produto geradas por choques tecnológicos, não levam em conta o fato de que o próprio termo λ é uma variável aleatória. Segundo o autor, exercícios de calibração, ao ignorarem este fato, “*(...) do not provide any information about how loudly the data speak on any given question*” (Eichenbaum, 1991, p.611). O autor prossegue, colocando que:

⁷ O sentido do termo nesse contexto é o seguinte: “*An inference is not believable if it is fragile. And a decision based on a fragile inference is whimsical*” (Eichenbaum, 1991, p.609).

" (...) the strong conclusions which mark this literature are unwarranted. What the data are actually telling us is that, while technology shocks almost certainly play some role in generating the business cycle, there is simply an enormous amount of uncertainty about just what percent of aggregate fluctuations they actually do account for. The answer could be 70% as Kydland and Prescott (...) claim, but the data contain almost no evidence against either the view that the answer is really 5% or that the answer is really 200%." (Eichenbaum, 1991, p.608).

Essa afirmação de Eichenbaum constitui a motivação básica para o presente trabalho. Apesar de reconhecermos as contribuições metodológicas e substanciais da agenda de pesquisa relacionada a modelos de ciclos reais de negócios, bem como o uso das técnicas de calibração em diversas áreas da Economia, decidimos seguir por uma rota alternativa à usual. No caso, seguimos algumas das recomendações contidas em Eichenbaum (1991) e questionamos algumas das hipóteses relacionadas a modelos do gênero. Realizamos exercícios empíricos já realizados para outras economias, procurando verificar a adequação do uso desses modelos a contextos que não apenas a economia norte-americana, conforme tem sido a regra na maior parte dos estudos de ciclos de negócios dos últimos anos.

2.2. Fatos estilizados

2.2.1. Crescimento e ciclos

Uma das preocupações básicas de diversos macroeconomistas ao longo do tempo relaciona-se à possibilidade de criação de uma abordagem unificada entre teorias do ciclo e do crescimento⁸. Afinal de contas, seria interessante obter uma teoria que pudesse abranger, ao mesmo tempo, fenômenos distintos à primeira vista, mas que possuíssem uma ligação comum, conforme é o caso das flutuações (ciclos) e do crescimento⁹.

E é exatamente essa a proposta dos pesquisadores ligados à agenda RBC: fornecer uma abordagem unificada desses dois fenômenos. No caso, esses autores elaboram modelos que equivalem a versões modificadas do modelo neoclássico de crescimento (Solow, 1956). Para tanto, acabam tendo de modificá-lo de forma a terem uma fonte de choques incidentes sobre a economia artificial ou, do contrário, o modelo tenderá a convergir para um patamar de crescimento equilibrado. Do mesmo modo, devem passar a considerar variações do nível de emprego, dada a importância dessa variável no caso de horizontes curtos de tempo, conforme pode ser ilustrado pela tabela 1 abaixo, que exhibe as contribuições dos fatores de produção (capital e trabalho) e da produtividade no curto e no longo prazos:

Tabela 1
Contribuições dos fatores capital e trabalho e da produtividade para o crescimento e os ciclos de negócios

Mudanças no produto <i>per capita</i>	Crescimento	Ciclo
Devido a variações no capital	1/3	0
Devido a variações no trabalho	0	2/3
Devido a variações na produtividade	2/3	1/3

Fonte: Cooley e Prescott (1995, p.11).

Os resultados na tabela 1 fornecem a base para as características ideais que deve ter um modelo que busque explicar simultaneamente ciclo e crescimento. Adicionalmente, também é necessário atentar para as regularidades empíricas (fatos estilizados) desses dois fenômenos

⁸ Tal preocupação já estava presente na obra de Schumpeter, com esse autor argumentando que inovações tecnológicas poderiam, simultaneamente, gerar ciclos e crescimento de longo prazo (Cooley e Prescott, 1995, p.2).

⁹ Paralelamente a avanços no campo teórico, surge, no início dos anos 80, alguma evidência empírica relacionada ao fato de que um número razoável de séries macroeconômicas (americanas) sofre poucas flutuações temporárias em relação a flutuações permanentes; o que favorecia, em última instância, uma visão unificada de ciclo e crescimento (Nelson e Plosser, 1982). Apesar da inúmeras controvérsias geradas a partir dos testes empregados por Nelson e Plosser, seus resultados pareciam, pelo menos à primeira vista, confirmar esse diagnóstico, consubstanciando as principais conclusões advindas de modelos RBC, conforme enfatizado pelos próprios autores ao longo do artigo (Nelson e Plosser, 1982, p.161).

conjuntamente, procurando-se adequar os modelos teóricos construídos a essas regularidades como forma de se obter uma representação aproximada da realidade.

No caso do crescimento de longo prazo, os principais fatos estilizados (também conhecidos como “fatos estilizados de Kaldor”) podem ser sumarizados conforme abaixo (Barro e Sala-i-Martin, 1995, p.5):

- 1) o produto *per capita* cresce ao longo do tempo, com sua taxa de crescimento não tendendo a diminuir.
- 2) o estoque de capital físico por trabalhador cresce ao longo do tempo.
- 3) a taxa de retorno do capital é aproximadamente constante.
- 4) a razão entre capital físico e produto é aproximadamente constante.
- 5) as parcelas (*shares*) dos fatores capital e trabalho na renda nacional são aproximadamente constantes.
- 6) a taxa de crescimento do produto por trabalhador varia de forma substancial entre países.

Ao longo das décadas de 50 e 60, o desafio básico dos estudiosos do Crescimento Econômico era desenvolver um modelo coerente com esses fatos estilizados.

Em relação aos ciclos de negócios, a maior parte dos fatos estilizados relacionados a esse fenômeno já foi descrita no início do trabalho, a partir da citação de Lucas (1977, p.9). Ainda assim, dada a época em que foi feita tal afirmação e as mudanças que ocorreram desde então, vale à pena sumarizar tais fatos. Assim, os fatos estilizados dos ciclos de negócios podem ser descritos conforme abaixo (Cooley e Prescott, 1995; Cooley e Hansen, 1995):

- 1) as magnitudes das flutuações no produto e nas horas de trabalho agregadas são aproximadamente iguais.
- 2) apesar do emprego flutuar (aproximadamente) tanto quanto o produto e as horas de trabalho agregadas, o número médio de horas semanais flutua consideravelmente menos, o que sugere que a maior parte das flutuações ocorridas no número total de horas trabalhadas deve-se a movimentos dentro e fora da força de trabalho (a chamada “margem extensiva”), ao invés de ajustes nas horas médias de trabalho (“margem intensiva”).
- 3) o consumo de bens não-duráveis e de serviços apresenta um padrão suave, com flutuações consideravelmente menores do que o produto.

- 4) o investimento em bens duráveis apresenta flutuações consideravelmente superiores às flutuações do produto.
- 5) o estoque de capital flutua menos que o produto, sendo pouco correlacionado com essa variável.
- 6) a produtividade é tida como levemente pró-cíclica, embora varie consideravelmente menos que o produto.
- 7) Os salários variam menos do que a produtividade ao longo do ciclo.
- 8) A correlação entre a remuneração média por hora e o produto é praticamente nula.
- 9) A correlação entre os gastos do governo e o produto é praticamente nula.
- 10) Importações são mais fortemente pró-cíclicas do que exportações.
- 11) Os agregados monetários e a velocidade-renda da moeda são pró-cíclicos.
- 12) A correlação entre o produto e o nível de preços é negativa¹⁰.
- 13) As correlações tanto entre o produto e as taxas de inflação quanto entre o produto e as taxas de juros nominais são ambas positivas.
- 14) A correlação contemporânea entre a taxa de crescimento monetário e as taxas de juros nominais é negativa.
- 15) A correlação entre a taxa de crescimento do agregado monetário M1 e os níveis de horas trabalhadas é negativa, com o mesmo valendo no caso da correlação entre tal agregado e o nível de produto.

No que segue abaixo, expomos, na tabela 2, alguns dos principais fatos estilizados dos ciclos de negócios para a economia norte-americana¹¹.

¹⁰ Este fato estilizado fora inicialmente reportado em Kydland e Prescott (1990), tendo gerado certa controvérsia na época de sua divulgação. Wolf (1991), por exemplo, procura qualificar tal resultado, demonstrando que o nível de preços apresenta, para os Estados Unidos, um padrão moderadamente pró-cíclico até o final dos anos 60, altamente contra-cíclico ao longo da década de 70, e moderadamente pró-cíclico no início dos anos 90. Backus e Kehoe (1992), analisando um conjunto de dez países desenvolvidos, concluem que o nível de preços apresentou um padrão pró-cíclico apenas antes da Segunda Guerra, passando a exibir um padrão contra-cíclico após tal período. O mesmo padrão é confirmado para os Estados Unidos ao longo do período 1953/1996 por Stock e Watson (2000). Mesmo considerando uma amostra mais ampla de países do que Backus e Kehoe (1992), Basu e Taylor (1999) também reportam o mesmo padrão para essa variável. Agénor, McDermott e Prasad (1998), por sua vez, ao estudarem uma amostra de doze países em desenvolvimento ao longo do período 1978/1985, não conseguem encontrar um padrão robusto em termos da correlação citada.

¹¹ Essa tabela equivale a uma adaptação de tabelas contidas em Cooley e Prescott (1995, p.30-31) (fatores reais) e Cooley e Hansen (1995, p.180-181) (fatores monetários).

Tabela 2
Padrão cíclico de variáveis macroeconômicas selecionadas, Estados Unidos, 1954:01/1991:02

Variável	Desvio-padrão%	Correlação cruzada com o produto		
		x(-1)	x	x(+1)
PNB	1.72	.85	1.00	.85
CONS	1.27	.82	.83	.67
CNDS	.86	.78	.77	.64
CDS	4.96	.75	.78	.61
INV	8.24	.79	.91	.76
INVF	5.34	.82	.90	.81
Ch.INV	17.3	.53	.67	.51
GOVT	2.04	-.01	.04	.08
EXP	5.53	.15	.37	.50
IMP	4.88	.62	.72	.71
HSHOURS	1.59	.74	.86	.82
HSAVGHRS	.63	.63	.62	.52
HSEMPMT	1.14	.69	.85	.86
GNP/HSHOURS	.90	.33	.41	.19
WAGE	.76	.66	.68	.59
COMP	.55	.09	.03	-.07
CPI	1.43	-.65	-.52	-.35
INFL	.57	.19	.34	.43
MB	.84	.37	.30	.21
M1	1.52	.39	.33	.21
M2	1.46	.50	.33	.10
M1V	1.94	.15	.37	.39
GB10YR	.66	-.09	.10	.08
TBIMO	1.29	.20	.40	.42

Fontes: Cooley e Prescott (1995, p.30-31) e Cooley e Hansen (1995, p.180-181).

Notas:

(1) Os dados usados para calcular as estatísticas acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1954:1/1991:2. Todos os dados estão em escala logarítmica, tendo sido suavizados pelo filtro de Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott, 1997).

(2) O significado das variáveis na tabela é o seguinte: PNB – produto nacional bruto norte-americano a dólares de 1982; CONS – gastos pessoais em consumo a dólares de 1982; CNDS – consumo de bens não-duráveis e serviços a dólares de 1982; CDS – consumo de bens duráveis a dólares de 1982; INV – investimento bruto privado a dólares de 1982; INV F – investimento fixo a dólares de 1982; Ch.INV – variação em estoques a dólares de 1982; GOVT – gastos do governo com bens e serviço a dólares de 1982; EXP – volume de exportações de bens e serviços a dólares de 1982; IMP – volume de importações de bens e serviços a dólares de 1982; HSHOURS – total de horas trabalhadas (*Household Survey*); HSAVGHRS – horas semanais médias (*Household Survey*); HSEMPMT – nível de emprego (*Household Survey*); GNP/HSHOURS – produtividade do trabalho; WAGE – salário médio/hora a dólares de 1982; COMP – compensação média total/hora a dólares de 1982; CPI – índice de preços ao consumidor; INFL – primeira-diferença do logaritmo de CPI; MB – base monetária; M1, M2 – agregados monetários; M1V – velocidade-renda de M1; GB10R – títulos do governo com maturação de 10 anos; TBIMO – títulos do Tesouro americano com maturação de um mês.

Apesar da longa extensão da tabela 2, podemos notar, a partir de uma primeira inspeção, que boa parte dos fatos estilizados descritos por Lucas (1977) há quase trinta anos continua sendo confirmada para a economia norte-americana quando consideramos períodos mais recentes de tempo. Ainda assim, podemos observar a ocorrência de regularidades empíricas inicialmente desconsideradas por esse autor - como aquelas relacionadas ao setor externo da economia - e, até mesmo, novas regularidades, como é o caso da ocorrência de uma correlação

negativa entre os níveis de produto e preços, por exemplo, fato confirmado em diversos estudos recentes, conforme citado acima.

Ao mesmo tempo, é impressionante notar como é possível extrair uma riqueza de informações relevantes referentes a uma dada economia a partir de estatísticas tão simples à primeira vista, como aquelas reportadas na tabela 2. Dada sua utilidade, esse tipo de informação passou a ser amplamente usada em modelos RBC, tanto no sentido de motivar extensões de modelos propostos quanto no de ressaltar enigmas empíricos relacionados a essa agenda de pesquisa. Essa tabela será uma referência importante para diversos fatos e modelos descritos ao longo do trabalho.

A descrição dos fatos estilizados de curto e longo prazos pode ser vista como uma forma de verificar a adequação de diferentes modelos à realidade. No caso específico de uma abordagem que se submeta à tarefa ambiciosa de explicar ambos os fenômenos (ciclo e crescimento) conjuntamente, passa a ser necessário gerar modelos que sejam condizentes, ao mesmo tempo, com ambos os tipos de evidência. E foi exatamente nessa direção que caminharam os primeiros esforços de pesquisa da agenda RBC.

2.3. Revisão da Literatura Teórica

2.3.1. Choques reais e mecanismos de propagação: as abordagens seminais da agenda de pesquisa RBC

Dado o benefício de uma visão retrospectiva, podemos considerar, hoje em dia, três trabalhos como contribuições seminais da agenda RBC. São eles: Kydland e Prescott (1982), Long e Plosser (1983) e Prescott (1986a)¹².

Kydland e Prescott (1982) consideram uma versão modificada do modelo neoclássico de crescimento, partindo de uma função de produção do tipo:

¹² Esta classificação é, no mínimo, tão arbitrária quanto qualquer outra que se propusesse a julgar a relevância de um corpo teórico tão volumoso e diverso quanto a macroeconomia RBC costuma ser atualmente. Apesar da arbitrariedade da classificação presente, acreditamos que ela possa ser bastante útil no sentido de delimitar algumas das principais contribuições ao tema. Hoje em dia, há uma ampla variedade de resenhas relacionadas a essa agenda de pesquisa, cujo grau de profundidade varia de acordo com os objetivos do autor. Extensas resenhas críticas estão contidas em McCallum (1989), Stadler (1994), Cooley e Prescott (1995) e King e Rebelo (2000). No caso de exposições mais didáticas, ver Plosser (1989), Hansen (1994), Romer (1996, cap.4) e Chatterjee (1999). Um volume contendo diversas contribuições recentes equivale a Cooley (1995). Uma extensa lista de referências relacionadas a essa área foi disponibilizada há algum tempo por Christian Zimmermann, estando disponível no seguinte endereço na Internet: <http://ideas.repec.org/zimm/papers/RBCbib.html>.

$$f(\lambda, k, n, y) = \lambda n^\nu [(1 - \sigma)k^{-\nu} + \sigma y^{-\nu}]^{-(1-\theta) \nu},$$

com $0 < \theta < 1$, $0 < \sigma < 1$ e $0 < \nu < \infty$, com n e k representando os fatores trabalho e capital, respectivamente, ao passo que y representa estoques¹³ e λ um choque tecnológico; com essa função de produção exibindo retornos constantes de escala.

O choque tecnológico, λ_t , no caso, é visto como sendo composto pela soma de dois componentes: um permanente e outro transitório,

$$\lambda_t = \lambda_{1t} + \lambda_{2t} + \bar{\lambda},$$

$$\text{com } \lambda_{1,t+1} = \rho \lambda_{1t} + \zeta_{1t}.$$

Aqui, λ_{1t} é o choque permanente (cuja lei de movimento é dada pela segunda expressão acima e λ_{2t} é o choque transitório. O termo ρ é assumido como menor, porém próximo de um, e ζ_{1t} equivale a um choque permanente¹⁴. No modelo, o agente representativo dessa economia não observa o parâmetro de produtividade propriamente dito, mas sim um indicador (com ruído) desse parâmetro no início de cada período. Tal indicador, π_t , equivale à soma do choque tecnológico efetivo, λ_t e de um terceiro choque, ζ_{3t} :

$$\pi_t = \lambda_t + \zeta_{3t} = \lambda_{1t} + \lambda_{2t} + \zeta_{3t} + \bar{\lambda}$$

¹³ A inclusão (não-usual) de estoques como um dos fatores da função de produção agregada deve-se, segundo os autores, a duas razões: (a) devido ao fato de que firmas com maiores estoques podem poupar recursos associados ao fator trabalho que é alocado para atividades de re-estocagem; e, (b) devido a considerações técnicas relacionadas ao algoritmo de solução disponível na época de publicação do artigo.

¹⁴ A prática usual em modelos RBC é estabelecer um valor de ρ de 0.95, embora não haja, de fato, estudos empíricos que estabeleçam a fixação de tal valor. Uma questão relacionada que poderia surgir nesse contexto é a seguinte: uma série de algum indicador de produtividade não poderia ser caracterizada por um processo de *random walk* com *drift*? Este problema diz respeito a testes de raiz unitária que, no caso dos mais conhecidos, pelo menos (*Augmented Dickey-Fuller* e *Phillips-Perron*) possuem baixo poder. Kydland e Prescott (1982, p.1352) colocam, no entanto, que a razão para a fixação do valor de ρ em 0.95 é puramente técnica, já que empregam em sua análise um teorema que garante a existência de um equilíbrio competitivo mas que requer, ao mesmo tempo, a estacionariedade desse choque. Prescott (1986a, p.15), por sua vez, ao calcular medidas de produtividade para a economia norte-americana, coloca que essas medidas podem ser razoavelmente descritas por um processo de *random walk* com *drift*. Hansen (1997) realiza uma investigação cuidadosa a esse respeito, demonstrando a importância da especificação empregada para o choque tecnológico em modelos RBC.

Além de assumirem esse padrão de persistência para o choque tecnológico, os autores também fazem duas hipóteses básicas relacionadas aos mecanismos de propagação de choques pela economia, que são as seguintes:

- i. Projetos de investimento em capital tornam-se plenamente produtivos apenas após um certo período de tempo, no caso, quatro trimestres (hipótese “*time-to-build*”¹⁵).
- ii. O lazer do agente representativo na função utilidade é representado a partir de uma distribuição de horas de lazer dos períodos atual e passado, com suas preferências podendo ser representadas pela expressão:

$$u(c_t, \alpha(L)l_t) = [c_t^{1-\gamma} (\alpha(L)l_t)^{\gamma}]^{\gamma} / \gamma,$$

onde c_t e l_t representam, respectivamente, os montantes de consumo e lazer do agente representativo e $\alpha(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_i L^i$, com L equivalendo a um operador de defasagem.

Intuitivamente, essa última hipótese faz com que o fator trabalho sofra uma espécie de “efeito-fadiga”: quanto mais alguém trabalhou no passado, mais valoriza o tempo dedicado ao lazer atualmente. Esta hipótese acaba aumentando o grau de substituição intertemporal de lazer do agente no modelo.

Modelos como o aqui descrito não possuem solução analítica, com o procedimento padrão de resolução equivalendo ao uso de técnicas de aproximação numérica em torno do *steady-state*¹⁶. Seguindo as recomendações de Lucas (1980), os valores dos parâmetros do modelo são escolhidos a partir de resultados de estudos microeconômicos, observações relacionadas ao crescimento de longo prazo e valores presentes nas Contas Nacionais. Tais valores servem como base de comparação com as previsões do modelo, com isto equivalendo à essência do procedimento de “calibração”. A partir de um programa de computador então é simulada uma economia artificial, onde os dados gerados também são logaritimizados e filtrados pelo procedimento de Hodrick-Prescott (Hodrick e Prescott, 1997)¹⁷, além de se considerar uma

¹⁵ Daí o nome desse artigo, “*Time to build and aggregate fluctuations*”, uma vez que leva um certo tempo para a constituição plena do estoque de capital dessa economia. Uma outra possibilidade, no caso, equivale a levar em consideração o tempo gasto no planejamento dos gastos em investimento, conforme ressaltado por Christiano e Todd (1996).

¹⁶ Sobre métodos de resolução de modelos RBC, ver Hansen e Prescott (1995). Uma breve introdução a técnicas de programação dinâmica está contida em Sargent e Ljungqvist (2000, cap.2).

¹⁷ O filtro Hodrick-Prescott (H-P) equivale a um filtro linear usado para a extração do componente de longo prazo de uma série. Dada a sua enorme popularidade em Macroeconomia nas duas últimas décadas

economia com o mesmo número de períodos da economia real. Em seguida, são feitas simulações onde o computador gera várias séries de valores distintos do choque tecnológico – medido via o desvio-padrão de um índice de produtividade, no caso – que incidem sobre a economia artificial, o que resulta em diversas trajetórias para as séries artificiais do modelo, para então serem calculadas médias de estatísticas relacionadas a essas simulações. Faz-se isto de modo a facilitar a comparação entre as economias real e artificial¹⁸.

Valendo-se desses métodos de solução de modelos RBC descritos acima, os autores simulam uma economia artificial, comparando seus resultados com estatísticas calculadas para os Estados Unidos ao longo do período 1950/1979. Seus resultados são ilustrados na tabela 3, abaixo:

Tabela 3
Resultados de Kydland e Prescott (1982) para a economia americana ao longo do período 1950/1979

<i>Variável</i>	Economia Americana		Economia Artificial	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Produto Real	1.8	1.00	1.8 (.23)	1.00
Consumo	1.3	.74	.63 (.09)	.94 (.01)
Investimento	5.1	.71	6.45 (.62)	.80 (.04)
Estoques	1.7	.51	2.00 (.20)	.39 (.06)
Capital	.7	-.24	.63 (.08)	-.07 (.06)
Horas	2.0	.85	1.05 (.13)	.93 (.01)
Produtividade	1.0	.10	.90 (.10)	.90 (.02)

Fonte: Kydland e Prescott (1982).

Notas:

(1) Os dados usados para calcular as estatísticas acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1950:1/1979:2. Todos os dados estão em escala logarítmica, tendo sido suavizados pelo filtro de Hodrick-Prescott.

(2) A coluna (a) corresponde aos valores dos desvios-padrão calculados para as variáveis consideradas, expressos em percentagem.

(3) A coluna (b) exibe a correlação de cada variável com o produto real.

(o filtro foi criado originalmente em 1980), não nos deteremos em explicações detalhadas a esse respeito. Para maiores informações, ver Hodrick e Prescott (1997), além do Manual do EViews (EViews, 1998).

¹⁸ Para uma contextualização histórica dos avanços relacionados a tal procedimento, ver Kydland e Prescott (1991b). No caso de uma descrição mais exaustiva e didática de definições e etapas relacionadas a esse procedimento, ver Kydland e Prescott (1996). Uma metodologia alternativa equivale à realização de expansões de Taylor das equações de algumas variáveis do modelo em torno do patamar de crescimento equilibrado na ausência de choques. Em seguida, deve-se checar a trajetória dessas variáveis em resposta a choques. Para maiores detalhes a respeito, ver Romer (1996, p.164-174).

(4) O termo *Horas* serve para designar o total de horas trabalhadas na economia, representando o fator trabalho, no caso.

(5) No caso da economia artificial, valores em parênteses equivalem aos erros-padrão das estatísticas calculadas.

No caso dessa tabela, o valor do desvio-padrão para os níveis de produto das duas economias consideradas (a real e a artificial) é o mesmo, pois a variância do choque de produtividade incidente sobre as variáveis do modelo é escolhida de modo a garantir a condição de que a volatilidade da série de produto gerada no modelo seja igual à volatilidade do produto na economia americana¹⁹.

A partir de um modelo relativamente simples, os autores conseguiram obter resultados surpreendentes, com a economia artificial por eles criada exibindo um padrão cíclico semelhante, em algumas dimensões, com a economia americana ao longo do período considerado. Apesar de sua adequação empírica relativamente boa (segundo o critério proposto pelos autores), o modelo de Kydland e Prescott (1982) ainda deixava algumas questões relevantes em aberto: primeiramente, como explicar a ocorrência de choques tecnológicos a nível agregado, capazes de afetar a economia como um todo (já que choques de produtividade equivaliam a única fonte de flutuações em seu modelo)? Outro problema relacionado dizia respeito ao mercado de trabalho: no caso, flutuações no emprego eram vistas como respostas dos agentes aos choques incidentes na economia artificial, que variariam livremente o montante de horas ofertadas a partir de um processo de substituição intertemporal de trabalho, embora a evidência empírica relacionada a esse tipo de processo aponte na direção de valores baixos para elasticidades de substituição intertemporal estimadas.

Uma abordagem distinta à de Kydland e Prescott (1982) é a de Long e Plosser (1983). Partindo de um modelo multissetorial da economia, esses autores consideram as decisões relacionadas aos planos de consumo/produção de um agente representativo (por eles denominado de “Robinson Crusoe”). Além de basearem-se em dados de matrizes insumo-produto, os autores consideram formas funcionais distintas daquelas consideradas originalmente por Kydland e Prescott (1982)²⁰. Assim, as preferências do agente representativo em seu modelo são dadas pela seguinte expressão:

¹⁹ Este procedimento, embora bastante comum na literatura RBC, não é único, havendo também métodos alternativos. É possível, por exemplo, calibrar o choque tecnológico da economia artificial de modo que este reproduza as características de uma medida de produtividade da economia real, conforme fazem Ellery, Gomes e Sachsida (2001, 2002) em uma aplicação recente para o Brasil.

²⁰ Apesar de parecer desnecessária à primeira vista, a ênfase dada aqui às diferenças em termos de hipóteses e formas funcionais dos modelos de Kydland e Prescott (1982) e Long e Plosser (1983) não é prática comum na literatura RBC, o que é de alguma forma surpreendente, dadas as diferenças inerentes a tais análises (apesar das similaridades dos resultados obtidos). Assim, o intuito aqui é chamar atenção para

$$u(c_t, Z_t) = \theta_0 \ln Z_t + \sum_{i=1}^N \theta_i \ln C_{it}$$

com $\theta_i \geq 0$, C_t representando um vetor $N \times 1$ de bens de consumo disponíveis no período t e Z_t representando o lazer consumido pelo agente em t .

Já a função de produção da economia do modelo tem a forma:

$$Y_{t,t+1} = \lambda_{t,t+1} L_{it}^{h_i} \prod_{j=1}^N X_{ijt}^{a_{ij}}$$

com $h_i, a_{ij} \geq 0$ e constantes ao longo do tempo, com L_{it} equivalendo ao “*i-ésimo*” elemento de um vetor L de dimensão $N \times 1$, correspondente ao número de horas alocadas à produção do bem i no instante t e X_{ijt} equivalendo à quantidade do bem j alocada no instante t para a produção do bem i .

Do mesmo modo, é utilizada uma especificação alternativa para o choque tecnológico. Aqui, tal choque pode ser visto como um vetor aleatório, $\lambda_{t,t+1}$, cujo valor é revelado apenas no instante $t+1$; com o processo estocástico representado por $\{\lambda_t\}$ sendo visto como um processo de Markov observável e homogêneo ao longo do tempo.

Basicamente, Long e Plosser (1983) querem demonstrar como choques de produtividade específicos a setores isolados da economia por eles considerada acabam transformando-se em oscilações em torno do *steady-state*, semelhantes a ciclos de negócios.

Adicionalmente, os autores impõem restrições sobre os choques tecnológicos do modelo, supondo-os independentes e identicamente distribuídos ao longo do tempo, ao mesmo tempo em que restringem a matriz de covariância desses choques $E\eta_t \eta_t' = \Sigma$, para que esta seja uma matriz identidade. Conforme os próprios autores notam,

“In making these assumptions (...) we are intentionally placing a heavy burden on the model in terms of its ability to explain business cycles. Specifically, these assumptions guarantee that any tendency for output in different sectors to move together (comovement) arises solely from the nature of the input decision rules (...) and the production technology (...), not from the existence of a common shock or shocks that are correlated across sectors. Similarly, any positive serial correlation (persistence) in output must also arise from the propagation mechanism in our model and not from serially correlated shocks.” (Long e Plosser, 1983, p.54-55).

este fato, bem como caracterizar, de forma razoavelmente detalhada, as hipóteses feitas em relação ao processo de evolução do choque tecnológico, algo diretamente relacionado aos objetivos principais do presente trabalho. Historicamente, a abordagem de Kydland-Prescott prevaleceu sobre a de Long-Plosser, sendo amplamente usada nas pesquisas de ciclos de negócios da atualidade.

Assim, os autores consideram uma caracterização alternativa para λ , onde este passa a ser visto como o estoque de progresso técnico neutro no instante t . Do mesmo modo, assumindo que o conhecimento chega à economia de forma aleatória, consideram razoável a possibilidade de modelarem os elementos de λ como *random walks* multiplicativos, ou seja,

$$\lambda_{t,t+1} = \lambda_t e^{v_{t,t+1}},$$

com $v_{t,t+1}$ seguindo uma distribuição multivariada com média zero e matriz de covariância $\Sigma = I$, no caso. Mesmo com essa nova especificação, $\{\lambda_t\}$ continua sendo visto como um processo de Markov homogêneo ao longo do tempo, com as inovações tecnológicas em cada setor, v_{it} , podendo ser tidas como independentes umas das outras, de modo a se evitar a ocorrência de comovimentos oriundos de choques comuns.

Long e Plosser (1983) obtiveram um resultado que causou certa controvérsia quando da publicação de seu artigo, dada a visão dominante em termos de política econômica na época. Tal conclusão dizia respeito ao fato das flutuações econômicas, nesse caso específico, não serem tidas como redutoras de bem-estar social no modelo, dado que são vistas como um aspecto natural de uma economia de mercado. Devido a esse fato, os autores demonstram certo ceticismo em relação à política econômica como forma de combate às flutuações econômicas. Concluem seu artigo colocando que:

"(...) although equilibrium real-business-cycle models of the type we suggest are capable of generating business-cycle-like behavior, we do not claim to have isolated the only explanation for fluctuations in real activity. We do believe, however, that models of this type provide a useful, well-defined benchmark for evaluating the importance of other factors (e.g., monetary disturbances) in actual business-cycle episodes." (Long e Plosser, 1983, p.68).

Essa ressalva apenas confirma o caráter exploratório das abordagens iniciais sobre o tema, bem como o fato dos autores terem clara consciência das limitações de seu modelo.

Procurando quantificar a importância de choques tecnológicos na geração de flutuações econômicas, Prescott (1986a) utiliza o resíduo de Solow (Solow, 1957)²¹ como *proxy* para choques desse tipo incidentes sobre a economia de seu modelo²².

²¹ O resíduo de Solow (também conhecido como "*total-factor-productivity*"; TFP, na literatura de produtividade) pode ser definido como a variação percentual do produto menos a variação percentual dos fatores de produção, com estes sendo ponderados por sua participação na renda. Ou seja, o resíduo mede a variação do produto que não pode ser explicada pela variação nas quantidades de capital e trabalho, sendo, em última instância, uma "medida da nossa ignorância", conforme colocado originalmente por Moses Abramovitz, em 1956 (Griliches, 1994, p.5). Ver ainda, a esse respeito, Cornwall (1987), Denison (1987), Griliches (1996) e Hulten (2000).

Os resultados obtidos por Prescott também revelaram-se surpreendentes: no caso, o resíduo de Solow seria responsável por cerca de 75% das flutuações econômicas nos Estados Unidos ao longo do período pós-guerra. Este resultado gerou bastante controvérsia na época de publicação do artigo, uma vez que parecia favorecer de forma considerável a hipótese acerca da importância de fatores reais na geração de flutuações econômicas, em detrimento de fatores nominais, como a moeda, por exemplo, tida até então como extremamente importante nesse processo. Os cálculos do autor resultaram em um desvio-padrão da variação percentual em z_t de cerca de 0.763. Para o autor, o resíduo de Solow, quando considerado em termos de variações anuais, pode ser razoavelmente aproximado por um processo de *random walk*, embora ele prefira considerar, no caso de variações trimestrais, um processo ligeiramente próximo a um *random walk*, com um coeficiente de persistência em torno de 0.9 (Prescott, 1986a, p.15).

Além dessa conclusão controversa, o autor também conclui que (Prescott, 1986a, p.21):

- i. a teoria está à frente da mensuração (daí o título de seu artigo, “*Theory ahead of business cycle measurement*”), no sentido de que os desvios remanescentes entre a teoria e os fatos reais poderiam desaparecer caso as variáveis econômicas fossem mensuradas de acordo com a teoria.
- ii. esforços custosos na direção de uma política de estabilização tendem a ser vistos, segundo o autor, como contraproducentes, já que flutuações econômicas, no caso dos modelos em questão, representam respostas ótimas frente a incerteza relacionada à taxa de mudança tecnológica²³.
- iii. deve-se atentar não apenas para as flutuações do produto em si, mas também para os determinantes da taxa média de avanço tecnológico.

Até o presente momento, descrevemos as principais hipóteses e resultados dos três mais influentes artigos RBC produzidos ao longo da década de 80. Dado o fato desses esforços de pesquisa terem resultado em conclusões tão radicais, seria de se esperar que fossem

²² Na verdade, Prescott (1986a) considerou choques de produtividade em seu modelo que tivessem as mesmas propriedades estatísticas que os resíduos obtidos a partir de uma função de produção via o método de Solow (1957). Baseado nessa idéia, Plosser (1989, p.64-66) procura demonstrar como medidas do resíduo de Solow são capazes de gerar séries macroeconômicas simuladas que reproduzem de maneira razoavelmente aproximada as flutuações ocorridas na economia americana ao longo do período pós-guerra. Uma metodologia alternativa – não baseada no resíduo de Solow – para calcular a contribuição de choques tecnológicos para os ciclos de negócios está contida em Aiyagari (1994).

²³ No entanto, isto não quer dizer que o processo de mudança tecnológica deva ser visto como ótimo ou invariante a mudanças de política econômica (Prescott, 1986a, p.21).

severamente criticados. E foi exatamente isto que ocorreu na época, conforme evidencia o debate Prescott-Summers, exposto abaixo.

2.3.2. O debate Prescott-Summers²⁴

Um problema básico relacionado aos modelos RBC descritos até agora diz respeito ao papel dos choques tecnológicos no modelo. Em geral, apesar das distintas formas de caracterização de choques dessa natureza, esses são tidos como a fonte principal (ou até mesmo única) de flutuações em modelos RBC. Some-se a isto o fato desses modelos apresentarem uma métrica distinta de ajuste em relação aos dados (calibração) e de seus defensores enfatizarem o quão bom é tal ajuste e chega-se a uma controvérsia. Na segunda metade da década de 80, modelos RBC sofreram críticas maciças, especialmente de alguns economistas ligados à tradição macroeconômica keynesiana.

Summers (1986) equivale à primeira dessas críticas, tendo tornado-se a mais conhecida. Basicamente, esse autor coloca que o argumento de Prescott (1986a) revela-se falho em quatro níveis:

- a) a escolha dos parâmetros do modelo.
- b) a origem dos choques tecnológicos incidentes sobre a economia do modelo.
- c) a ausência de preços no modelo.
- d) a ausência de falhas de intercâmbio no modelo.

Dos quatro itens citados acima, aquele que revelou-se como o mais problemático foi o item (b), podendo ser visto como uma espécie de “calcanhar de Aquiles” da literatura RBC da época (King e Rebelo, 2000, p.34). Para Summers (1986), o uso do resíduo de Solow como *proxy* para choques tecnológicos em modelos RBC é inadequada, uma vez que tais estimativas podem estar contaminadas pelo que convencionou-se denominar “entesouramento de trabalho” (“*labor-hoarding*”, em inglês) na literatura especializada de Economia do Trabalho. Segundo essa última hipótese, a produtividade da economia como um todo tenderia a diminuir ao longo de um período recessivo porque as firmas, receosas em demitir sua mão-de-obra, manteriam alguns de seus trabalhadores ainda empregados, mesmo que não houvesse muito serviço a ser feito, com estes podendo executar serviços que não podem ser facilmente mensurados (como limpeza do estabelecimento e organização de estoques, por exemplo). Em períodos de expansão, essa mão-de-obra “armazenada” passaria a produzir com maior esforço, o que

²⁴ Sobre esse debate, ver, além de Prescott (1986 a,b) e Summers (1986), Manuelli (1986).

explicaria o aumento do nível de produto sem um aumento correspondente no fator trabalho, superestimando a importância dos choques de produtividade. Como coloca o autor:

"He provides no discussion of the source or nature of these shocks, nor does he cite any microeconomic evidence for their importance. I suspect that the vast majority of what Prescott labels technology shocks are in fact the observable concomitants of labor-hoarding and other behavior which Prescott does not allow in his model." (Summers 1986, p.24-25).

Adicionalmente, Summers (1986, p.25) apóia-se na evidência contida em Fay e Medoff (1985), onde esses autores, a partir de questionários distribuídos a gerentes de diversas firmas manufatureiras americanas, concluem pela ocorrência de *labor-hoarding* nessas firmas.

Em sua réplica a Summers (1986), Prescott (1986b) coloca que, em relação à natureza dos choques tecnológicos em seu modelo, tem-se que tais choques não ocorrem de forma larga e abrupta, mas são, na verdade, choques pequenos que ocorrem de forma gradual:

"Another Summers question is, Where are the technology shocks? Apparently, he wants some identifiable shock to account for each of the half dozen postwar recessions. But our finding is not that infrequent large shocks produce fluctuations; it is, rather, that small shocks do, every period." (Prescott, 1986b, p.29).

O autor ainda faz uma ressalva em relação à elevada proporção da contribuição de choques tecnológicos em seu modelo:

"That theory predicts one factor has a particular nature and magnitude does not imply that theory predicts all other factors are zero. I only claim that technology shocks account for more than half the fluctuations in the postwar period, with a best point estimate near 75 percent. This does not imply that terms of trade, and shocks to the technology of exchange had no effect in that period." (Prescott, 1986b, p.29).

Quanto à questão de *labor-hoarding* levantada por Summers (1986), Prescott (1986b, p.32) coloca que tal fenômeno pode atuar em uma direção contrária àquela sugerida pelo primeiro autor. No caso, devido à possibilidade do fator trabalho ser considerado como um fator quase-fixo de produção, *à la* Oi (1962), tem-se que as firmas podem, em geral, armazenar menos trabalho durante recessões, devido, por exemplo, ao fato de tornarem-se menos relutantes em despedir funcionários nessas épocas, já que é mais difícil obter emprego ao longo de tais períodos²⁵. Esse argumento implica que o armazenamento de mão-de-obra exibiria um padrão pró-cíclico (e não contra-cíclico, conforme o raciocínio contido em Summers (1986)). O autor volta a insistir na posição de que, na época, a teoria ainda encontrava-se à frente da mensuração:

"Obviously, economists do not have a good theory of the determinants of technological change. In this regard, measurement is ahead of theory. The determinants of the rate of technological change must depend greatly on the institutions and arrangements that societies adopt (...). But a theory of technological change is not needed to predict responses to technological change (...). Perhaps better measurement will find that the technological change process varies less than I estimated. If so, a prediction of theory is that the amount of fluctuation accounted for by uncertainty in that process is smaller. If this were to happen, I would be surprised. I can think of no plausible source of measurement error that would produce a random walk-like process for technological change." (Prescott, 1986b, p.31).

Sua conclusão é que até Summers (implicitamente) concorda com essa última afirmação:

"Summers cannot be attacking the use of competitive theory and the neoclassical growth environment in general. (...) He does not provide criteria for deciding when implications of this model should be taken seriously and when they should not be. My guess is that the reason for skepticism is not the methods used, but rather the unexpected nature of the findings. We agree that labor input is not that precisely measured, so neither is technological uncertainty. In other words, we agree that theory is ahead of business cycle measurement." (Prescott, 1986b, p.32)²⁶.

Mankiw (1989) também critica os resultados de Prescott (1986a), embora suas críticas estejam mais direcionadas à agenda RBC como um todo. Ao questionar algumas das conclusões de Prescott (1986a), Mankiw (1989) calcula taxas de variação do produto e do resíduo de Solow para a economia americana ao longo do período 1948/1985. A série calculada por esse autor exibe um padrão nitidamente pró-cíclico, apresentando tanto variações positivas quanto negativas ao longo do período considerado. Embora no período anterior à análise (início da década de 40), o resíduo tenha apresentado um crescimento médio de cerca de 7.6% ao ano – o que poderia levar à conclusão de ocorrência de choques de oferta/produzividade na época – o autor coloca que o aumento associado do produto no período deveu-se provavelmente a gastos do governo relacionados à preparação para o ingresso do país na Segunda Guerra Mundial, um fenômeno tido como um choque de demanda, na verdade. Além disso, coloca que medidas de

²⁵ Uma outra *rationale* para tal fenômeno seria a seguinte: empresários poderiam ficar menos relutantes em despedir trabalhadores ao longo de recessões porque a disciplina destes passa a ser maior nesses períodos, o que torna mais fácil sua reposição (Prescott, 1986b, p.32).

²⁶ Mais uma vez, com o benefício de uma visão retrospectiva e, conforme é comum em disputas científicas, é provável que Prescott (1986a,b) estivesse correto em relação a alguns pontos, já que, à primeira vista, as razões para tamanha controvérsia pareciam estar mais relacionadas aos resultados (inesperados) obtidos do que à abordagem metodológica empregada *per se*. Haja vista o uso generalizado, hoje em dia, de modelos macroeconômicos cujo *workhorse* básico equivale a nada mais do que uma versão modificada do modelo de crescimento neoclássico. Uma evidência favorável a esse ponto é o crescimento exponencial da literatura RBC nos últimos vinte anos, conforme notado por King e Rebelo (2000). Ainda assim, os questionamentos levantados por Summers (1986) foram extremamente úteis no sentido de esclarecer alguns pontos inicialmente obscuros da análise de Prescott (1986a), gerando, em última instância, um maior rigor de exposição do último autor, algo bastante saudável à prática científica.

produtividade também podem estar enviesadas devido à ocorrência de *labor-hoarding*, concluindo que:

"(...) If the Solow residual is a valid measure of the change in the available production technology, then recessions are periods of technological regress. (...) A more appealing interpretation is that the Solow residual is not a good measure over short horizons of changes in the economy's technological abilities. (...) The existence of large fluctuations in the available technology is a crucial but unjustified assumption of real business cycle theory" (Mankiw, 1989, p.84).

Este último ponto levantado por Mankiw (1989) está diretamente relacionado a uma das principais fragilidades dos primeiros modelos RBC. Afinal de contas, apesar de períodos de prosperidade poderem estar associados com a ocorrência de choques tecnológicos que gerem progresso técnico, como explicar a ocorrência de recessões sem ter de justificá-las com base em um retrocesso tecnológico, um fenômeno tido como inaceitável pela maior parte dos economistas?²⁷ Este fato, por si só, já providencia motivação suficiente para questões relacionadas ao uso do resíduo de Solow em estudos de ciclos de negócios e os problemas daí decorrentes, conforme discutiremos a seguir.

²⁷ Conforme colocado originalmente por Summers (1986, p.25): *"(...) the finding that measured productivity frequently declines is difficult to account for technologically. What are the sources of technical regress?"*. Também é possível considerar definições amplas de choques tecnológicos, como mudanças relacionadas a aspectos institucionais de uma sociedade, conforme fazem Hansen e Prescott (1993), por exemplo, ao explicarem a recessão norte-americana de 1991.

2.3.3. *Enigmas do mercado de trabalho*

Uma das áreas mais problemáticas relacionadas a modelos RBC é o mercado de trabalho. Os primeiros modelos do gênero baseavam-se em mecanismos de propagação que supunham um alto grau de substituição intertemporal de trabalho por parte dos trabalhadores, outra hipótese tida muitas vezes como injustificável por certos autores (ver Summers, 1986 e Mankiw, 1989, por exemplo). Além disso, checando-se novamente a tabela 3 acima, que contém os resultados de Kydland e Prescott (1982), podemos notar alguns fatos relacionados a esse mercado, conforme ressaltado por Stadler (1994, p.1757):

- a) o fato de que modelos RBC como o de Kydland e Prescott (1982) prevêem uma volatilidade do fator trabalho bem inferior àquela observada na realidade (cerca de 50% inferior, no caso). Este fato também é conhecido como o “enigma da variabilidade do emprego”.
- b) se choques tecnológicos realmente causam o ciclo, então as variáveis emprego e produtividade deveriam ser positivamente correlacionadas, embora, na realidade, ocorra exatamente o contrário: produtividade e emprego tendem a ser, em geral, negativamente correlacionados. Tal fato é conhecido como o “enigma da produtividade”.
- c) se choques tecnológicos equivalem ao principal fator gerador de flutuações econômicas, então a correlação entre medidas de produtividade e produto deveria ser alta. Entretanto, tal correlação costuma ser moderada, na prática (ficando no intervalo de 0.4-0.6 para os Estados Unidos). Os resultados de Kydland e Prescott (1982) apontam para uma correlação da ordem de 0.9.
- d) apesar do *share* do trabalho apresentar um padrão contracíclico, este acaba sendo tido como constante em modelos RBC, que consideram, em geral, uma função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas (que implica em um *share* constante, por definição).

Os dois primeiros fatos são, em geral, tidos como os mais importantes, dado que deram origem a enigmas empíricos importantes. Os desenvolvimentos ocorridos, relacionados ao mercado de trabalho em modelos RBC concentraram-se, em sua maior parte, em tais *puzzles*.

Inspirado no enigma de variabilidade do emprego e no fato de que a maior parte das flutuações no fator trabalho, no caso da economia americana, deve-se a variações na quantidade de trabalhadores empregados (“margem extensiva”), ao invés de variações nas horas ofertadas

("margem intensiva"), Hansen (1985) desenvolve um modelo RBC onde introduz uma não-convexidade no conjunto de possibilidades de produção dos agentes, de modo que estes passam a ter a possibilidade de trabalhar em período integral ou de ficarem desempregados²⁸. Para contornar o fato do conjunto de possibilidades de consumo não ser convexo, introduz a hipótese de que os agentes do modelo devem escolher loterias (ao invés de horas trabalhadas), com cada indivíduo na economia deparando-se com uma probabilidade de estar empregado a cada período. A principal conclusão teórica advinda desse modelo diz respeito ao fato de ser possível obter uma elasticidade de substituição entre lazer e consumo ao longo de diferentes períodos que é infinita no caso do agente representativo da economia, embora os agentes individualmente ainda exibam um valor relativamente baixo para tal elasticidade, o que é condizente com a evidência empírica a nível microeconômico.

Kydland e Prescott (1991a), por sua vez, consideram um modelo com variações em ambas as margens (intensiva e extensiva), chegando a um resultado onde cerca de 70% das flutuações ocorridas nos Estados Unidos ao longo do período 1954/1988, poderiam ser vistas como decorrentes de flutuações no resíduo de Solow, um valor ligeiramente menor do que aquele reportado por Prescott (1986a)²⁹.

Christiano e Eichenbaum (1992), partindo do enigma da produtividade e da controvérsia *Dunlop-Tarshis*³⁰, elaboram um modelo onde permitem, além da ocorrência de choques tecnológicos, choques nos gastos do governo (ou seja, choques de demanda agregada). No caso, esses choques atuam no sentido de gerar deslocamentos da curva de oferta de trabalho que pudessem contrabalançar deslocamentos da curva de demanda por trabalho gerados a partir de choques tecnológicos. Com isto ocorrendo, haveria a possibilidade do modelo obter uma menor correlação horas-produtividade, em acordo com a evidência empírica usual. Os resultados desses autores, obtidos a partir de uma versão modificada do método generalizado de momentos ("*general method of moments*"; GMM), tendem a apresentar uma performance superior em relação a modelos RBC tradicionais, embora permaneça o enigma citado.

²⁸ Segundo Hansen e Wright (1992, p.8), no caso da Europa ocorre uma situação exatamente contrária à norte-americana; ou seja, a maior parte das flutuações no fator trabalho deve-se a variações nas horas por trabalhador.

²⁹ Outros modelos RBC chegam a permitir taxas de utilização do fator capital variáveis ao longo do tempo, conforme atestam os trabalhos de Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988), Kydland e Prescott (1988) e Bils e Cho (1994).

³⁰ Esta controvérsia, levantada originalmente por John T. Dunlop e Lorie Tarshis de forma independente no final da década de 30 equivale ao resultado empírico onde as variáveis salário real e emprego não são inversamente correlacionadas, ao contrário das principais implicações advindas dos modelos Clássico e Keynesiano de livros-texto de Macroeconomia (ver, por exemplo, Sargent, 1987, caps.1 e 2). Para maiores detalhes a respeito, ver Christiano e Eichenbaum (1992, p.430).

Hansen e Wright (1992), partindo dos enigmas citados, analisam os resultados decorrentes de um modelo RBC *standard* e quatro extensões usuais na literatura. Essas extensões equivalem aos seguintes modelos: (a) preferências não-separáveis (Kydland e Prescott, 1982); (b) trabalho indivisível (Hansen, 1985); (c) choques nos gastos do governo (Christiano e Eichenbaum, 1992), e (d) produção doméstica.

No caso, os autores usam duas medidas distintas para representar o fator trabalho: as medidas de horas trabalhadas oriundas das pesquisas *Household Survey* e *Establishment Survey*. Seus resultados são reportados na tabela 4 abaixo, demonstrando que as duas últimas extensões consideradas apresentam os melhores resultados, embora o enigma da produtividade ainda persista, dado o alto valor obtido para a correlação entre horas e produtividade.

Tabela 4
Resultados de Hansen e Wright (1992) relacionados ao mercado de trabalho norte-americano ao longo do período 1947/1991

Economia Americana	σ_i	σ_h/σ_i	σ_w/σ_i	σ_h/σ_w	$corr(h,w)$
	1.92				
<i>HSHOURS</i>		.78	.57	1.37	.07
<i>ESTHOURS</i>		.96	.45	2.15	-.14
Modelos					
<i>Standard</i>	1.30	.49	.53	.94	.93
Lazer não-separável	1.51	.65	.40	1.63	.80
Trab. Indivisível	1.73	.76	.29	2.63	.76
Gastos do Governo	1.24	.55	.61	.90	.49
Prod. Doméstica	1.71	.75	.39	1.92	.49

Fonte: Hansen e Wright (1992, p.6, Tabela 3).

Notas:

(1) Os dados usados para calcular as estatísticas acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1947:1/1991:3. Todos os dados estão em escala logarítmica, tendo sido suavizados pelo filtro de Hodrick-Prescott. No caso, σ_i ($i = y, h, w$) denota o desvio-padrão da variável i , enquanto que $corr(h, w)$ denota a correlação entre h e w . Os termos y , h e w denotam as variáveis produto, horas trabalhadas e produtividade, respectivamente.

(2) Os termos *HSHOURS* e *ESTHOURS* equivalem, respectivamente, a medidas de horas trabalhadas da *Household Survey* e da *Establishment Survey*.

Os resultados obtidos por esses autores demonstram que as diferentes versões dos modelos considerados podem representar adequadamente algumas dimensões do mercado de trabalho norte-americano, embora nenhum modelo seja capaz de replicar a correlação horas-produtividade contida nos dados. Mais especificamente, algumas das diferentes extensões podem auxiliar na resolução do enigma da variabilidade do emprego, embora nenhuma delas seja capaz de resolver o enigma da produtividade.

2.3.4. Aplicações ao caso brasileiro

Assim como nos Estados Unidos, a pesquisa relacionada a ciclos de negócios no Brasil também apresentou um padrão cíclico ao longo da história, cuja intensidade varia de acordo com a época considerada, embora tal intensidade seja consideravelmente menor aqui do que na academia norte-americana. A tabela 5 abaixo expõe alguns dos estudos do gênero, classificando-os de acordo com seus objetivos, a metodologia empregada e o período de análise considerado.

Tabela 5
Lista de estudos de ciclos de negócios aplicados ao contexto brasileiro

Estudo	Metodologia	Período de Análise	Objetivo
Serra (1983)	Descritiva	1947/1980	Análise das tendências de curto e longo prazos da economia brasileira no pós-guerra
Barros (1993)	Anál. Espectral	1856/1965	Periodização dos ciclos de negócios no Brasil.
Reis (1999)	Descritiva	1948/1994	Análise do componente cíclico e do grau de correlação com o produto de variáveis macroeconômicas selecionadas (dados agregados).
Kanczuk e Faria (2000)	RBC	1985:01/1999:04	Comparação de propriedades cíclicas e do grau de correlação com o produto entre a economia brasileira e economias artificiais (dados industriais).
Ellery <i>et al.</i> (2001, 2002)	RBC	1947/1998	Comparação de propriedades cíclicas e do grau de correlação com o produto entre a economia brasileira e economias artificiais (dados agregados).
Ferreira e Val (2001)	RBC	1950/1995	Comparação de propriedades cíclicas e do grau de correlação com o produto entre a economia brasileira e economias artificiais (dados agregados).
Gomes (2001b)	Anál. Espectral	1947/1998	Análise do componente cíclico e do grau de correlação com o produto de variáveis macroeconômicas selecionadas (dados agregados).

Fonte: Elaboração própria.

Uma das análises clássicas do gênero é a de Serra (1983) que, buscando analisar as principais tendências da economia brasileira no período pós-guerra, realiza uma descrição histórica detalhada dos fatores relacionados aos ciclos pelos quais a economia passou no período³¹.

³¹ Serra (1983) também realiza uma discussão sobre fatores relacionados ao crescimento brasileiro no período considerado em seu estudo. Um outro trabalho que segue nessa direção é o de Contador e Haddad (1974). No caso, esses autores constroem estimativas de renda real para o país ao longo do período 1861/1970, procurando captar tendências de crescimento ao longo desse período, embora discorram brevemente, em certa parte do trabalho, sobre flutuações de curto prazo (Contador e Haddad, 1974, p.413-415).

Barros (1993), por sua vez, partindo de técnicas de análise espectral de séries temporais, realiza uma periodização dos ciclos brasileiros de acordo com sua duração, ao longo do período 1856/1985³².

Reis (1999) realizou um estudo onde, baseando-se em dados anuais de diversas fontes, a autora busca documentar fatos estilizados dos ciclos brasileiros no período 1948/1994. Sua abordagem é puramente descritiva, procurando, no caso, atentar para o padrão cíclico das variáveis macroeconômicas selecionadas, bem como para o grau de co-movimento de tais variáveis com o produto, algo já no espírito da metodologia RBC, embora não seja feita nenhuma menção explícita nesse sentido ao longo do trabalho.

Gomes (2001b) também apresenta uma preocupação com o caráter descritivo do ciclo brasileiro, com o autor, baseado em técnicas de análise espectral, realizando uma análise do co-movimento entre os componentes cíclicos de 58 séries sócio-econômicas com o ciclo do produto agregado ao longo do período 1947/1998.

Nos últimos anos, esse tipo de pesquisa vem sendo caracterizada por valer-se cada vez mais da abordagem RBC, tanto no sentido de verificar os principais fatos estilizados dos ciclos de negócios quanto no de testar a adequação de modelos do gênero à economia brasileira. No caso, todas as abordagens empregadas, em geral, valem-se do método de calibração como forma de testar a adequação dos modelos considerados ao contexto nacional³³. Os resultados obtidos, em geral, demonstram que a economia brasileira, além de ser nitidamente mais volátil do que a economia norte-americana, não pode ser razoavelmente aproximada por um modelo RBC, mesmo quando são consideradas extensões do modelo *standard*, como é o caso de modelos com trabalho indivisível e restrições do tipo *cash-in-advance*, por exemplo.

Kanczuk e Faria (2000) tentam verificar a adequação de um modelo RBC para a economia brasileira. No caso, os autores usam dados trimestrais da indústria brasileira provenientes do IBGE ao longo do período 1985:01/1999:03. Consideram uma versão modificada do modelo de Hansen (1985), que contempla custos de ajustamento do investimento. Apesar dos resultados obtidos indicarem que a indústria brasileira apresenta um comportamento similar ao da economia americana, é enfatizada a sua maior volatilidade em

³² Os ciclos de negócios podem receber as seguintes denominações de acordo com sua duração: *Kitchin* (3 anos), *Juglar* (10 anos), *Kuznets* (20 anos) e *Kondratiev* (50 anos). Romer (1996, p.147) coloca que, atualmente, esforços de pesquisa nessa direção foram amplamente abandonados. Tal fato é confirmado a partir da constatação de que a maior parte da agenda de pesquisa atual relacionada a ciclos concentre-se principalmente em seus aspectos "quantitativos", seguindo mais a linha metodológica RBC, à la Cooley (1995), por exemplo.

³³ Exceções recentes nesse sentido e que estão de acordo com o espírito do presente trabalho equivalem aos trabalhos de Pessoa (1999) e Sousa (2001). Outra exceção é o trabalho de Ferreira e Val (2001), onde

relação à última, bem como a menor volatilidade relativa do investimento (em comparação ao produto) e a maior correlação consumo-renda que ocorre no caso brasileiro. A tabela 6, abaixo, ressalta bem esses fatos:

Tabela 6
Resultados de Kanczuk e Faria (2000) para a indústria
brasileira, 1985:01/1999:03

Variável	Indústria Brasileira		Economia Artificial	
	(a)	(b)	(a)	(b)
Produto	6.22	1.00	6.84 (.80)	1.0 (.00)
Consumo	5.51	.99	6.25 (.76)	1.0 (.00)
Investimento	10.87	.91	10.84 (1.87)	.99 (.01)
Horas	4.02	.76	.53 (.06)	1.0 (.00)

Fonte: Kanczuk e Faria (2000, p.346, 348).

Notas:

(1) Os dados usados para calcular as estatísticas acima possuem periodicidade trimestral, englobando o período 1985:01/1999:03. Todos os dados estão em escala logarítmica, tendo sido suavizados pelo filtro de Hodrick-Prescott.

(2) A coluna (a) corresponde aos valores dos desvios-padrão calculados para as variáveis consideradas, expressos em percentagem.

(3) A coluna (b) exibe a correlação de cada variável com o produto real.

(4) No caso da economia artificial, valores em parênteses equivalem aos erros-padrão das estatísticas calculadas.

Como é possível notar, temos que no caso da indústria brasileira, a série de horas da economia artificial simulada é consideravelmente menos volátil do que a série da economia real (cerca de 7.6 vezes menor), bem como apresenta uma maior correlação com o nível de renda. Os autores consideram os resultados obtidos como razoavelmente bons, demonstrando um certo otimismo em relação à aplicação de modelos de equilíbrio geral dinâmico ao contexto nacional. A limitação básica de seu trabalho diz respeito ao fato de estarem lidando com dados industriais, que tendem, em geral, a apresentar uma maior volatilidade em relação à economia como um todo. Ainda assim, esse estudo apresenta a vantagem de lidar com dados trimestrais, algo condizente com a prática usual na literatura de ciclos de negócios.

O trabalho de Ellery, Gomes e Sachsida (2001, 2002) representa um esforço pioneiro a nível agregado. Além de procurarem estabelecer fatos estilizados dos ciclos brasileiros no período recente, os autores, tentando contornar problemas de mensuração dos dados brasileiros, constroem uma detalhada base de dados própria para seu estudo e simulam modelos baseados

os autores estimam parâmetros a serem usados nas economias artificiais simuladas, ao invés de calibrá-los.

em uma versão RBC *standard* e uma versão com trabalho indivisível³⁴. Devido à inexistência de dados com periodicidade trimestral a nível agregado, os autores usam dados anuais para o período 1947/1998, embora acabem concentrando-se na análise do período mais recente (1970/1998). Ao contrário de outros estudos, seus dados são filtrados não apenas pelo procedimento de Hodrick-Prescott, mas também pelo chamado *bandpass filter*. Fazem isto procurando verificar a robustez dos padrões encontrados. A tabela 7 ilustra os principais resultados obtidos por esses autores, que consideram também o padrão cíclico da variável produtividade (do trabalho) em sua análise³⁵.

Tabela 7
Resultados de Ellery, Gomes e Sachsida (2002) para a economia brasileira ao longo do período 1970/1998

<i>Variável</i>	Economia Brasileira		Modelo <i>Standard</i>		Modelo Trab. Indiv.	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
Produto	5.48	1.00	5.33	1.00	7.28	1.00
Consumo	5.17	.77	2.89	.85	4.61	.86
Investimento	12.55	.85	13.21	.95	17.32	.93
Horas	7.15	.70	2.41	.89	3.98	.82
Produtividade	5.11	.01	3.37	.94	4.62	.87

Fonte: Ellery, Gomes e Sachsida (2002, p.303).

(1) Os dados usados para calcular as estatísticas acima possuem periodicidade anual, englobando o período 1970/1998. Todos os dados estão em escala logarítmica, tendo sido suavizados pelo filtro de Hodrick-Prescott.

(2) A coluna (a) corresponde aos valores dos desvios-padrão calculados para as variáveis consideradas, expressos em percentagem.

(3) A coluna (b) exibe a correlação de cada variável com o produto real.

(4) O termo *Horas* serve para designar o total de horas trabalhadas na economia, representando o fator trabalho, no caso.

Assim como no caso dos dados industriais analisados por Kanczuk e Faria (2000), é possível notar que a economia brasileira também é consideravelmente mais volátil do que a economia norte-americana. A versão do modelo que inclui trabalho indivisível apresenta uma volatilidade do nível de renda superior à da economia real (cerca de 1.33 vezes). A inclusão da variável produtividade, no caso, faz com que seja possível constatar a ocorrência de um dos problemas relacionados ao mercado de trabalho, conforme citado acima, qualquer que seja a versão considerada dos modelos simulados, uma vez que a correlação produtividade-renda para a economia brasileira é de aproximadamente .01 apenas, enquanto que para as economias com e sem trabalho indivisível é de cerca de .87 e .94, respectivamente. Em suma, os resultados obtidos demonstram que ambos os modelos considerados falham em replicar as principais propriedades dos ciclos brasileiros, com os autores sugerindo que a pesquisa futura relacionada

³⁴ A base de dados utilizada por esses autores em seu estudo encontra-se disponível na *Internet* na *homepage* de Victor Gomes, cujo endereço é o seguinte: <http://www.victorgomes.com.br>.

ao tema concentre-se em extensões e modelos alternativos capazes de explicar de maneira mais adequada o fenômeno em questão.

Ferreira e Val (2001), também valendo-se de dados anuais, ao testarem a adequação de diferentes modelos RBC ao contexto brasileiro, partem de uma estratégia alternativa: no caso, estimam parâmetros (via GMM) para serem usados em simulações, ao invés de calibrá-los. Segundo os autores, a vantagem de tal procedimento reside no fato de ser possível confrontar os valores estimados com valores calibrados, o que pode auxiliar em testes de robustez dos modelos em questão. Além de considerarem extensões com trabalho indivisível e restrições *cash-in-advance*, os autores também introduzem tributos nesse último modelo, procurando ver se ocorre alguma melhora significativa no ajuste do modelo em relação aos dados. Seus resultados reforçam alguns dos fatos usualmente reportados para a economia brasileira, como o fato da série de consumo ser, em geral, consideravelmente mais volátil do que a série americana. Na verdade, do mesmo modo que nos estudos anteriores, os autores constatam que todas as séries macroeconômicas consideradas em seu estudo são mais voláteis no caso do Brasil do que no dos Estados Unidos. Atentam ainda para problemas de mensuração das séries, especialmente a série de consumo agregado, um fato já ressaltado por outros autores.

2.3.5. *Sumário da literatura teórica*

Os principais pontos da resenha teórica feita acima podem ser sumarizados da seguinte maneira:

- i. Os modelos seminais do gênero, mesmo partindo de esquemas de equilíbrio geral walrasiano com mercados completos e agentes com expectativas racionais, conseguiam explicar boa parte dos fatos estilizados dos ciclos de negócios. No caso, choques de produtividade (mensurados empiricamente via o resíduo de Solow) seriam o principal fator responsável pela geração das flutuações.
- ii. Mecanismos de propagação (como substituição intertemporal de trabalho, por exemplo) difundiriam os efeitos de choques iniciais pela economia.
- iii. As críticas a esses modelos iniciais concentraram-se na plausibilidade da ocorrência de choques de produtividade a nível agregado, bem como na adequação do resíduo de Solow como *proxy* para choques desse tipo.
- iv. Apesar do bom ajuste inicial desses modelos em relação aos dados (de acordo com a métrica usualmente adotada), persistiam algumas falhas empíricas

³⁵ Um procedimento padrão na literatura RBC é considerar a variável produtividade do trabalho quando da verificação dos fatos estilizados da economia real em questão, embora a fonte de choques nesses modelos seja originada a partir da produtividade total dos fatores.

importantes, especialmente no caso do mercado de trabalho (enigmas da produtividade e da variabilidade do emprego).

- v. Modelos que incluíam hipóteses adicionais (como trabalho indivisível, choques nos gastos do governo e produção doméstica) conseguiam resolver o enigma da variabilidade do emprego. Entretanto, o enigma da produtividade persistia, qualquer que fosse a versão considerada.

2.4. Revisão da Literatura Empírica

2.4.1. Críticas empíricas a modelos RBC (com ênfase no uso do resíduo de Solow como proxy para choques tecnológicos)

Tentativas pioneiras de aplicação de técnicas econométricas convencionais a modelos RBC equivalem aos trabalhos de Eichenbaum e Singleton (1986) e Altug (1989). No caso do primeiro trabalho, os autores buscam verificar a adequação empírica de modelos do gênero a partir de uma série de procedimentos envolvendo a estimação de VARs e a realização de testes de Granger-causalidade relacionando variáveis reais e nominais (especialmente, medidas monetárias agregadas). Seus resultados demonstram a pouca importância de choques monetários sobre a volatilidade do produto americano no período pós-guerra. Ainda assim, os autores concluem que esta evidência não é, por si só, suficiente para fornecer uma base teórica sólida a modelos RBC (Eichenbaum e Singleton, 1986, p.132).

Altug, por sua vez, representa uma tentativa inovadora de verificação das propriedades empíricas desses modelos. No caso, a autora estima um modelo a partir do método de máxima-verossimilhança, procurando checar a adequação do modelo *time-to-build* de Kydland e Prescott (1982). Seus resultados apontam para problemas relacionados ao fato de se considerar apenas um choque (tecnológico) nesses modelos, especialmente em relação ao padrão da variável horas *per capita*. Ainda assim, demonstra que a hipótese de preferências separáveis ao longo do tempo é consistente com seus resultados.

Hall (1988, 1990), utilizando dados desagregados para a indústria norte-americana ao longo do período 1953/1984, desenvolve uma abordagem dual relacionada ao resíduo de Solow para checar a validade empírica de duas hipóteses básicas: (a) a igualdade entre preço e custo marginal, e (b) a ocorrência de retornos constantes de escala para essas indústrias³⁶. O autor parte da seguinte proposição, denominada “propriedade de invariância do resíduo de Solow”:

³⁶ Vale lembrar que essas duas hipóteses são fundamentais à derivação de Solow (1957).

Definição 2.1 (Propriedade de invariância do resíduo de Solow (Hall, 1988, p.924)): *“Sob as hipóteses de competição e retornos constantes de escala, o resíduo de Solow é não-correlacionado com todas as variáveis que não são nem causas de mudanças na produtividade, nem tampouco são causadas por mudanças de produtividade.”*

A partir daí, a lógica de seu teste é relativamente simples: basta verificar se as medidas do resíduo de Solow para os diversos grupos industriais que o autor considera não são correlacionadas com variáveis instrumentais previamente escolhidas. Ou seja, a hipótese de identificação do autor é que mudanças efetivas na produtividade não são correlacionadas com movimentos na variável instrumental considerada, podendo-se, em última instância, testar conjuntamente as hipóteses de competição e retornos constantes de escala a partir do teste da hipótese de que a covariância do resíduo de Solow com o instrumento considerado seja nula. No caso, Hall (1988, 1990) considera três variáveis instrumentais: gastos militares, preços internacionais do petróleo e o partido político de presidentes americanos³⁷.

Seus resultados apontam para a rejeição conjunta da hipótese testada, devido ao fato do resíduo de Solow mostrar-se correlacionado com as variáveis instrumentais consideradas, especialmente com o preço do petróleo. Na verdade, dada a lógica do teste empregado, caso o preço exceda o custo marginal na indústria – devido à ocorrência de concorrência imperfeita – então o resíduo de Solow poderá exibir um padrão pró-cíclico mesmo que a tecnologia de produção subjacente permaneça inalterada. Apesar desse estudo ter implicações diretas para a área de Organização Industrial (uma vez que implica que a indústria norte-americana pode ser caracterizada por um ambiente de concorrência imperfeita onde vigoram retornos crescentes de escala), sua implicação principal no caso presente, diz respeito ao fato de que o resíduo de Solow não é uma medida plenamente exógena – conforme sugerido a nível teórico em alguns modelos RBC – dada a sua correlação com as variáveis citadas.

Relacionado a essa última questão, há o estudo de Evans (1992), que procurou testar a exogeneidade do resíduo de Solow para os Estados Unidos ao longo do período 1957/1983, usando dados trimestrais. Para tanto, o autor realiza testes de Granger-causalidade envolvendo uma medida de TFP e diversas variáveis macroeconômicas (conceito M1 de moeda, taxas de juros, índice de preços ao consumidor, gastos do governo e preços do petróleo). Para que a

³⁷ A escolha da segunda variável instrumental (preços internacionais do petróleo) parece, no mínimo, controversa. Vale lembrar que, historicamente, os choques do petróleo ocorridos ao longo da década de 70 sempre foram associados com choques de produtividade. A justificativa do autor para o uso dessa variável deve-se ao fato de que, para ele, mudanças nos preços dos fatores não causam deslocamentos da função de produção agregada no curto prazo (Hall, 1988, p.933). Ainda assim, tal argumento parece

endogeneidade do resíduo de Solow seja comprovada basta, segundo esse autor, que alguma das variáveis macroeconômicas citadas Granger-cause o resíduo de Solow. Apesar de parecer um teste simples à primeira vista, o procedimento proposto por Evans é certamente intuitivo; afinal, se o resíduo de Solow deve ser visto como um impulso exógeno responsável por choques de produtividade em alguns modelos RBC, seria de se esperar que ele não fosse afetado por outras variáveis macroeconômicas, pelo menos no curto prazo³⁸.

A partir de diferentes especificações, dois resultados básicos emergem: (a) o conceito de moeda empregado (M1), as taxas de juros e os gastos do governo Granger-causam a medida de TFP empregada no estudo; e (b) uma parte substancial dos impulsos relacionados à TFP (entre 25 e 50 por cento) pode ser atribuída a variações de demanda agregada.

Otto (1999) realiza um estudo semelhante ao de Evans (1992), só que voltado para a economia australiana. Usando dados trimestrais para o período 1959/1992, o autor também realiza testes de Granger-causalidade entre uma medida de TFP e algumas variáveis macroeconômicas. No caso, apesar de usar algumas variáveis para o caso australiano que Evans (1992) já havia usado para os Estados Unidos (preços do petróleo, gastos do governo e algumas medidas da taxa de juros), o autor também usa outras variáveis macroeconômicas (preços de *commodities*, termos de troca, PNB dos países do G-7, investimento do governo e o conceito M3 de moeda). Seu argumento para tal escolha de variáveis relaciona-se ao fato destas captarem outros choques que tipicamente afetam uma pequena economia aberta, conforme é o caso da economia australiana. Os resultados obtidos pelo autor indicam que a medida de produtividade empregada não pode ser tida como estritamente exógena, uma vez que é Granger-causada por variáveis como o índice de termos de troca, o PNB dos G-7 e duas das três medidas de juros consideradas na análise. Adicionalmente, inspirado em Blanchard e Quah (1989), o autor estima um VAR estrutural (SVAR), relacionando as medidas de TFP por ele calculadas com uma medida de utilização da capacidade instalada³⁹. Com isto, quer demonstrar que o

bastante frágil para justificar a inclusão dessa variável instrumental em seu estudo. Críticas nesse sentido estão contidas nos trabalhos de Gordon (1992), Burnside (1996) e Basu e Fernald (1997).

³⁸ A literatura relacionada a testes de Granger-causalidade aplicados ao contexto RBC tende a denominar esses testes de "testes de exogeneidade de medidas de produtividade". Essa denominação, na verdade, é incorreta (seja no contexto uni ou multivariado), uma vez que a condição de não ocorrência de Granger-causalidade é mais fraca do que a condição de exogeneidade (Enders, 1995, p.315). Ainda assim, a título de mantermos uma certa consonância com a literatura original, usaremos essa terminologia ao longo do texto. Ver ainda, a esse respeito, o artigo clássico de Engle, Hendry e Richard (1983).

³⁹ A metodologia SVAR equivale a uma série de procedimentos onde são impostas restrições aos sistemas estimados que baseiam-se em princípios teóricos genéricos. Em seu contexto original, a metodologia SVAR, empregada por Blanchard e Quah (1989) dividia os choques incidentes sobre a economia em duas categorias genéricas: choques de oferta e choques de demanda. Ornelas (1999) procura replicar o estudo de Blanchard e Quah (1989) para o Brasil, embora seus resultados sejam distintos em relação ao estudo original. Kanczuk e Pichetti (2001) usam essa metodologia para calcular medidas de *core inflation* e

resíduo de Solow não constitui uma *proxy* adequada para choques tecnológicos no caso australiano, uma vez que é afetado por variações na taxa de utilização dos fatores de produção. Seus resultados demonstram que flutuações no resíduo de Solow australiano não refletem unicamente choques tecnológicos, refletindo também choques de demanda.

Recentemente, Paquet e Robidoux (2001) refizeram os testes de Hall (1988, 1990) e Evans (1992) para o Canadá com dados trimestrais ao longo do período 1970/1993. Consideram, entretanto, uma única diferença em relação a outros estudos empíricos do gênero: a importância da utilização da capacidade instalada no cálculo do resíduo de Solow. Assim, usam medidas do resíduo de Solow onde o fator capital é corrigido por variações na taxa de utilização da capacidade instalada. Contrariamente à evidência anterior, seus resultados mostram-se favoráveis às hipóteses de competição e retornos constantes de escala a nível agregado para a economia canadense no período considerado. Em termos da exogeneidade do resíduo de Solow, seus resultados são os seguintes: no caso da medida de produtividade não-ajustada, obtêm um resultado onde esta é Granger-causada por agregados monetários, a taxa de juros e um índice de preços (o deflator implícito do PIB, no caso); ao considerarem a medida corrigida por variações na taxa de utilização da capacidade instalada, entretanto, não conseguem rejeitar a hipótese de exogeneidade. Estes resultados demonstram a importância de se levar em conta taxas variáveis de utilização dos fatores na construção de medidas de produtividade.

Por outro lado, interessados em estudar o fenômeno de retornos crescentes de curto prazo para o fator trabalho ("*short-run increasing returns to labor*"; SRIRL), Bernanke e Parkinson (1991) analisam uma amostra de dez indústrias manufatureiras americanas ao longo do período entre-guerras. A intuição de seu teste é a seguinte: partindo do princípio de que a Grande Depressão americana não poderia ter sido causada por choques tecnológicos, os autores procuram comparar a evolução de medidas de produtividade relacionadas a essas indústrias ao longo do período considerado e no período pós-guerra. Se a abordagem RBC for, de fato, uma aproximação válida para o período pós-guerra, então seria de se esperar que o resíduo de Solow e o produto exibiriam movimentos na mesma direção apenas ao longo desse período, com o mesmo raciocínio não sendo válido ao longo da Grande Depressão (ocorrida entre as duas guerras mundiais). Devido à dificuldade de obtenção de dados para o primeiro período, os autores acabam utilizando uma medida de produtividade do trabalho como *proxy* para choques de produtividade. Seus resultados demonstram que as medidas de produto e de produtividade

produto potencial para o Brasil. Uma explicação mais detalhada sobre essa metodologia está contida na seção empírica do presente trabalho.

relativas às indústrias consideradas apresentam uma correlação maior ao longo da Grande Depressão do que no período pós-guerra. Romer (1996, p.183) sumariza bem esse resultado:

“Thus it appears that supporters of real-business-cycle theory must argue either that the depression was caused by large negative technological shocks, or that for some reason the Solow residual is a poor measure of technological change in the depression but not in other periods (Romer, 1996, p.183)⁴⁰.

Caballero e Lyons (1992), por sua vez, valendo-se da base de dados usada por Hall (1988, 1990), obtêm um resultado onde estimativas do grau de retornos de escala para o setor manufatureiro americano no período 1959/1984 são consistentemente superiores em relação a estimativas para indústrias a um nível superior de desagregação (dois dígitos). Segundo esses autores, as diferenças existentes entre tais estimativas deve-se provavelmente a fatores que só são internalizados a um nível mais agregado, denominando tal fenômeno de “efeito externo”. Para eles, esse fenômeno tende a descartar determinadas explicações relacionadas ao padrão pró-cíclico da produtividade, como retornos crescentes de escala e *labor-hoarding*, por exemplo. Um problema básico com essa abordagem, entretanto, é que ao longo da análise, os autores abstraem deliberadamente do papel desempenhado por choques de produtividade (Caballero e Lyons, 1992, p.210)⁴¹.

Dadas as especulações de Summers (1986) e Mankiw (1989) a respeito da possibilidade das estimativas do resíduo de Solow contidas em Prescott (1986a) serem afetadas pelo fenômeno de *labor-hoarding*, alguns autores desenvolveram abordagens alternativas, procurando verificar a validade empírica dessa possibilidade. Além de afetar medidas de produtividade, esse fenômeno pode ajudar a explicar o enigma da produtividade, uma vez que permite às firmas da economia ajustarem o fator trabalho efetivo sem necessariamente

⁴⁰ Há, em nossa opinião, dois problemas com essa argumentação de Romer (1996). Primeiramente, parece problemático falar a respeito de propriedades do resíduo de Solow, uma vez que a *proxy* utilizada para choques tecnológicos em Bernanke e Parkinson (1991) foi uma medida de produtividade de trabalho, ao invés de uma medida de TFP propriamente dita. Adicionalmente, é provável que a qualidade dos dados referentes ao período da Grande Depressão seja questionável. Em segundo lugar, a hipótese de identificação dos autores, de que a Grande Depressão não pode ser vista como causada por choques tecnológicos não parece ter sua incontestabilidade tão garantida hoje em dia, uma vez que há abordagens recentes que procuram explicar depressões a partir do modelo neoclássico de crescimento (via choques na TFP). Para uma lista de referências relacionadas ao tema e uma aplicação ao caso brasileiro, ver Bugarin *et al.* (2002).

⁴¹ No caso norte-americano, existe toda uma literatura relacionada a questões de produtividade que toca em alguns dos pontos abordados aqui. Dada a extensão dessa literatura, não nos propomos à (ambiciosa) tarefa de resenhá-la, citando apenas alguns dos estudos mais citados em trabalhos empíricos relacionados a modelos RBC, conforme é o caso de Lucas (1970), Gordon (1992), Costello (1993), Shapiro (1993), Basu (1996), Burnside (1996) e Basu e Fernald (1997). Uma resenha didática relacionada ao tema está

alterarem o nível de emprego, o que tende a reduzir a correlação entre a produtividade e o fator trabalho⁴².

Shea (1992) elabora um teste criativo para verificar a ocorrência de *labor-hoarding* na indústria manufatureira norte-americana. Para tanto, o autor usa como *proxy* uma taxa de acidentes no trabalho. Sua hipótese de identificação, no caso, é a seguinte: como acidentes desse tipo só acontecem quando os indivíduos estão de fato trabalhando, é provável que aumentos na taxa de acidentes reflitam aumentos na intensidade de execução do trabalho. Assim, se o esforço-hora dos trabalhadores for pró-cíclico, é provável que o mesmo seja válido para a taxa de acidentes. Realizando estimações onde controla para outros efeitos relacionados (volume de horas-extra e taxas de contratação/demissão de trabalhadores), o autor chega à conclusão de que o esforço dos trabalhadores nessa indústria é, de fato, pró-cíclico; uma evidência favorável à hipótese de *labor-hoarding*. Entretanto, um problema básico com o esquema de identificação adotado pelo autor diz respeito à possibilidade da taxa de acidentes ser pró-cíclica, mesmo que o esforço seja acíclico, conforme é o caso de situações envolvendo horas-extra, onde o cansaço dos trabalhadores pode aumentar o número reportado de acidentes sem que necessariamente ocorra um aumento na intensidade com que o trabalho é executado.

Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1993) e Burnside e Eichenbaum (1996), por sua vez, checam a sensibilidade de medidas de TFP ao fenômeno de *labor-hoarding* e a variações na utilização da capacidade instalada, respectivamente. Ambos os artigos valem-se de uma versão modificada do método GMM.

No caso do primeiro artigo, os autores, partindo da hipótese de identificação de que inovações nos choques tecnológicos são ortogonais a inovações nos gastos do governo, estimam a fração da variância do resíduo de Solow que deve-se ao fenômeno de *labor-hoarding*⁴³. Os resultados obtidos demonstram que uma parcela considerável das flutuações no resíduo de Solow devem-se a comportamentos do tipo *labor-hoarding*.

Em Burnside e Eichenbaum (1996), os autores investigam a importância, em termos quantitativos, de taxas de utilização da capacidade instalada (vistas aqui como uma forma de *factor-hoarding*) para modelos RBC. Seus resultados, além de demonstrarem a importância

contida em Webb (1998). Ver também a resenha recente de Bartelsman e Doms (2000), relacionada ao uso de microdados nesse tipo de abordagem.

⁴² Uma análise que vai nessa direção está contida em Rotemberg e Summers (1990), embora esses autores tenham objetivos distintos dos demais trabalhos citados abaixo.

⁴³ Embora essa hipótese de identificação seja diametralmente oposta em relação à evidência empírica apresentada para a economia norte-americana acima (Evans, 1992), os autores consideram uma decomposição do resíduo de Solow em um choque tecnológico legítimo e um índice de esforço que garante que, apesar do resíduo ser correlacionado com os gastos governamentais, o mesmo não ocorre no caso do choque tecnológico propriamente dito.

desse fator como mecanismo de propagação de choques nesses modelos, também demonstram que, no caso de taxas de utilização variáveis ao longo do tempo, a volatilidade de choques tecnológicos necessária para a geração de ciclos passa a ser consideravelmente inferior em comparação a modelos RBC *standard*. No caso, as taxas de utilização passam a ser variáveis endógenas do modelo, o que faz com que ocorram diferenças significativas entre o choque tecnológico efetivo (não-observável) e o resíduo de Solow mensurado (observável). Ou seja, em ambas as ocasiões os autores concluem que modelos RBC usuais tendem a superestimar a proporção da variabilidade de choques tecnológicos responsável pela variabilidade do PNB norte-americano⁴⁴.

Em Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996), os autores exploram mais detalhadamente esse ponto, utilizando medidas corrigidas de choques tecnológicos – tanto a nível agregado quanto desagregado – a partir do uso da variável consumo industrial de energia elétrica como *proxy* para os serviços do capital. Esses autores obtêm resultados onde suas medidas corrigidas, além de apresentarem uma volatilidade consideravelmente menor do que medidas tradicionais (cerca de 70% menor, no caso de dados trimestrais e anuais), também não são correlacionadas com a taxa de crescimento do produto, bem como passam a implicar em menores probabilidades de regresso tecnológico (valores em torno de 10% no caso de dados trimestrais e 0% no caso de dados anuais)⁴⁵. Esses resultados têm conseqüências diretas para modelos RBC, uma vez que choques de produtividade passam a apresentar uma volatilidade bem menor do que aquela suposta no caso dos modelos iniciais do gênero. Conseqüentemente, para que choques com uma variação tão pequena possam gerar ciclos das magnitudes usualmente observadas, é preciso que existam fortes mecanismos de propagação dos choques na economia. E é exatamente nessa direção que parte da agenda de pesquisa RBC foi direcionada recentemente, conforme atestam King e Rebelo (2000), por exemplo⁴⁶.

Partindo do enigma da produtividade, Galí (1996b, 1999) procura demonstrar a inconsistência de algumas conclusões advindas de modelos RBC. Para tanto, o autor estima um SVAR, utilizando dados trimestrais para a economia americana e para países membros do G-7.

⁴⁴ Uma análise similar a desses autores e que adicionalmente leva em conta a importância do preço da energia está contida em Finn (1995).

⁴⁵ Segundo os autores, a probabilidade de regresso tecnológico pode ser definida como a proporção de vezes na amostra em que o nível estimado de tecnologia (taxas de crescimento de medidas de TFP, ou seja, o resíduo de Solow) declinou (Burnside, Eichenbaum e Rebelo, 1996). Baxter e Farr (2001) chegam a resultados semelhantes a partir do uso de bases de dados relacionadas às economias canadense e norte-americana.

⁴⁶ Esses autores consideram um modelo com trabalho indivisível (que torna a oferta agregada de trabalho extremamente sensível a mudanças em salários e preços intertemporais, em geral) e com taxas variáveis de utilização da capacidade instalada (que fazem com que a oferta de serviços de capital passe a ser

A vantagem de se utilizar um modelo SVAR, no caso, reside no fato de que é possível realizar uma decomposição dos choques incidentes sobre a economia em dois tipos: choques “tecnológicos” (ou de oferta, em termos gerais) e “não-tecnológicos” (ou de demanda).

Os resultados básicos de Galí (1996b, 1999) são os seguintes: (i) as correlações condicionais estimadas entre emprego e produtividade são negativas no caso de choques tecnológicos e positivas no caso de choques de demanda; (ii) as funções impulso-resposta estimadas pelo autor exibem um padrão de declínio persistente do fator trabalho em relação a choques tecnológicos positivos, e (iii) a produtividade exibe um padrão de crescimento temporário em relação a choques de demanda positivos. Esses resultados são robustos a questões de especificação do SVAR estimado, bem como ao uso de diferentes medidas para o fator trabalho (horas ou emprego, no caso) e a transformações nos dados (dados em primeiras-diferenças ou filtrados via H-P). Da amostra de países considerada pelo autor, o único país cujas variáveis parecem seguir um padrão condizente com modelos RBC é o Japão. Adicionalmente, o autor também testa a ocorrência de retornos crescentes de curto prazo sobre o fator trabalho (SRIRL), um fenômeno importante que pode explicar, por exemplo, o fato do resíduo de Solow ser pró-cíclico no caso de horizontes curtos de tempo⁴⁷. A ocorrência de retornos crescentes de curto prazo para o fator trabalho é confirmada para todos os países da amostra, com a exceção ficando, mais uma vez, por conta do Japão, o que indicaria, em última instância, a possibilidade das flutuações econômicas nesse país serem explicadas a partir de modelos RBC.

altamente sensível a mudanças no fator trabalho). Para maiores detalhes a respeito desse modelo e dos resultados daí decorrentes, ver King e Rebelo (1998, p.53-61).

⁴⁷ Conforme coloca Stadler (1994, p.1776): “(...) *Solow residuals are not simply measures of productivity shocks, but capture a variety of other factors at work in the economy as well and reflect both supply-side and demand-side impulses. Another reason for procyclical Solow residuals is that they may result from short-run increasing returns*”.

2.4.2. O debate recente

Recentemente, iniciou-se um debate empírico a respeito da robustez dos principais resultados obtidos por Galí, em especial, o resultado relacionado ao padrão declinante do fator trabalho em resposta a choques tecnológicos (ver Galí, 1999, p.261, Figura 2)⁴⁸.

Outros autores obtiveram resultados semelhantes aos de Galí. Assim, Basu, Fernald e Kimball (1998), após construírem medidas corrigidas de choques tecnológicos que levam em conta taxas variáveis de utilização dos fatores, bem como competição imperfeita e efeitos de agregação, obtêm um resultado onde os insumos de produção (incluindo-se aí o fator trabalho) sofrem uma contração quando da ocorrência de um choque tecnológico, só retornando ao nível de equilíbrio inicial após diversos anos.

Por sua vez, Shea (1998), baseado em indicadores de gastos em P&D e patentes, realiza uma análise VAR em um painel contendo 19 indústrias manufatureiras ao longo do período 1959-1991. Seus resultados são os seguintes: choques tecnológicos positivos (medidos aqui como choques sobre os indicadores de P&D e patentes empregados) geram, no curto prazo, uma resposta positiva dos insumos, embora esse padrão seja revertido no longo prazo. Adicionalmente, choques dessa natureza não afetam de maneira significativa as medidas de TFP consideradas pelo autor (qualquer que seja o horizonte considerado). Em termos gerais, choques tecnológicos tendem a explicar apenas uma pequena parcela da volatilidade dos insumos e da TFP no caso de horizontes equivalentes a ciclos de negócios.

Segundo Galí (1999) e Basu, Fernald e Kimball (1998), uma resposta contracionista desse fator a choques tecnológicos constituiria, por si só, forte evidência contra modelos RBC, ao mesmo tempo em que fortaleceria o poder explicativo de modelos baseados em preços rígidos.

Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003) argumentam que os resultados obtidos por Galí devem-se a um erro de especificação básico cometido por esse autor quando da estimação do SVAR considerado, uma vez que uma das medidas do fator trabalho consideradas na análise (horas trabalhadas) pode ser considerada como um processo estocástico estacionário (ao invés de um processo $I(1)$). Logo, estimações que utilizem a variável horas em primeiras-diferenças estariam incorrendo nesse tipo de problema ("*overdifferencing*"). Baseados em critérios

⁴⁸ Na verdade, um resultado desse tipo já ocorria no caso da análise de Blanchard e Quah (1989, p.662, figura 2), uma vez que choques de oferta (que poderiam ser interpretados como choques tecnológicos, segundo esses autores) geravam aumentos na taxa de desemprego. Coincidentemente, esse resultado passou despercebido quando da publicação do artigo de Blanchard e Quah, tendo recebido maior atenção na literatura empírica relacionada ao tema apenas nos últimos cinco anos. Ver, em especial, o trabalho de Basu, Fernald e Kimball (1998).

estatísticos, os autores apresentam diversas evidências a favor de seu argumento, ao mesmo tempo em que atentam para a existência de considerável incerteza amostral relacionada às FIRs estimadas por Galí. Sua conclusão básica é que, uma vez que seja levada em conta uma especificação mais condizente com o processo gerador de dados da variável horas, os resultados obtidos mudam drasticamente. Em particular, o fator trabalho passa a exibir uma resposta positiva a choques tecnológicos, o que vai de acordo com as previsões advindas de modelos RBC. Ainda assim, as demais conclusões desses autores apresentam uma visão pessimista a respeito de modelos do gênero. Segundo eles, choques tecnológicos têm uma importância pequena em frequências cíclicas, com sua contribuição efetiva ocorrendo para longos horizontes de tempo, relacionados, em geral, a questões de Crescimento Econômico⁴⁹.

Autores como Fisher (2002) e Chang e Hong (2003) também obtiveram resultados semelhantes a Christiano, Eichenbaum e Vigfusson, mesmo valendo-se de abordagens empíricas distintas. No caso do primeiro artigo, o autor considera um modelo onde ciclos são gerados a partir de dois choques tecnológicos distintos: um equivalente a progresso tecnológico neutro e outro que é do tipo "*investment-specific*", nos mesmos moldes da abordagem proposta por Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988).

No caso do artigo de Chang e Hong (2003), os autores, trabalhando com dados desagregados da indústria norte-americana referentes a diversos setores e considerando medidas de TFP, chegam à conclusão de que, na grande maioria dos setores considerados, choques tecnológicos tendem a gerar uma resposta positiva do fator trabalho. Em relação à destoância desse resultado com os resultados anteriores, de Galí e Basu, Fernald e Kimball, os autores chegam a argumentar que estas devem-se provavelmente ao uso de medidas distintas de produtividade nas análises, uma vez que quando realizam estimações envolvendo medidas de produtividade do trabalho, os resultados tendem a ser consistentes com uma resposta negativa do fator trabalho a choques tecnológicos.

Francis e Ramey (2001) questionam os resultados de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003) a partir de diversos testes alternativos. Em particular, demonstram que seu resultado principal (onde o fator trabalho responde positivamente a choques tecnológicos) é obtido a um custo muito alto: SVARs que levam em conta medidas de horas trabalhadas especificadas em níveis tendem a violar a condição de identificação básica desses modelos, onde choques de demanda não exercem impactos de longo prazo sobre a medida de produtividade, por construção. Esse resultado tende a reforçar a evidência contida no estudo de Galí. Adicionalmente, esses autores ressaltam que a resposta contracionista do fator trabalho a

⁴⁹ Altig *et al.* (2002) apresentam resultados semelhantes para a economia norte-americana ao longo do

choques tecnológicos não precisa ser vista necessariamente como uma evidência contra modelos RBC, uma vez que modelos recentes que levam em conta certas hipóteses adicionais também conseguem explicar esse padrão dinâmico (por exemplo, modelos com formação de hábito no consumo e custos de ajustamento no investimento). Embora esse debate levante diversas questões relevantes relacionadas aos principais resultados obtidos por Galí, ainda parece cedo para se obter algum padrão a partir dos resultados (dísparos) reportados nessa literatura.

2.4.3. Problemas empíricos no caso brasileiro

Alguns dos problemas empíricos com que se deparam os pesquisadores envolvidos com a agenda RBC no Brasil são os seguintes: primeiro, a forma de mensuração dos dados brasileiros, que nem sempre é feita de acordo com os princípios teóricos ideais de modelos RBC⁵⁰; segundo, a escolha dos parâmetros usados nas simulações de modelos desse tipo é feita, no caso de alguns parâmetros, de maneira arbitrária, dada a inexistência de estimativas específicas para o país.

No caso do primeiro problema há, por exemplo, dados relacionados às variáveis consumo e estoque de capital agregados.

O caso do consumo já é relativamente bem-documentado no país, tendo sido considerado na maior parte dos estudos recentes (Kanczuk e Faria, 2000, p.338; Ellery, Gomes e Sachsida, 2002, p.274; Ferreira e Val, 2001, p.216-217). No caso dessa série, há o problema de que o item “variação de estoques” – que, teoricamente, deveria ser incluído na série de investimento – vem sendo sistematicamente incluído na série de consumo desde 1986. Por outro lado, não existe para o país uma série de consumo de bens não-duráveis que, teoricamente, deveria ser considerada como consumo agregado, de fato; com a série de consumo de bens duráveis devendo ser considerada como investimento⁵¹. Como a série de consumo de bens duráveis é mais volátil do que a de não-duráveis – de acordo com fatos estilizados da economia norte-americana – é provável que isto acabe influenciando a volatilidade do consumo agregado. Adicionalmente, há o problema de que no país a série de consumo agregado é calculada por resíduo, estando sujeita, conseqüentemente, a erros de mensuração⁵².

mesmo período.

⁵⁰ Este é, na verdade, um problema que provavelmente ocorre a nível internacional, mas que parece especialmente grave no caso brasileiro, onde ocorrem problemas de mensuração de algumas variáveis essenciais a esses modelos.

⁵¹ Isto explicaria, por si só, o fato da série brasileira de consumo agregado ser tão volátil.

⁵² Ellery, Gomes e Sachsida (2001, 2002) tentam contornar esses problemas construindo séries distintas de consumo de bens duráveis e não-duráveis para o Brasil ao longo do período 1970/1998.

Em relação ao fator capital, há o problema de não existir para o país uma série oficial desse estoque. Ainda assim, autores brasileiros vêm contornando esse problema a partir da construção de séries de “serviços” do capital (baseando-se na hipótese de que o estoque de capital é diretamente proporcional a esses serviços), valendo-se, em geral, do “método de inventário perpétuo”, que faz uso de séries de investimento para criar a série de capital⁵³. Um procedimento alternativo, relativamente comum na literatura nacional até alguns anos atrás, consiste no uso da *proxy* consumo não-residencial de energia elétrica para os serviços do capital. Um problema relacionado ao uso dessa *proxy* diz respeito à possibilidade da série de energia elétrica apresentar uma tendência, o que estaria refletindo, no caso, mudanças na composição do capital ou mudanças tecnológicas poupadoras de energia (Ellery e Gomes, 2003, p.7).

Em relação ao segundo problema citado acima, as recomendações de Kydland e Prescott (1982, 1996), relacionadas ao método de calibração, colocam que fontes básicas de parâmetros para esses modelos são estudos com microdados e observações relacionadas ao crescimento de longo prazo. O problema básico, no caso, diz respeito ao fato de não existirem no país muitos estudos que valem-se de microdados (ou, pelo menos, não existe atualmente diversidade suficiente de estudos do gênero para validar a robustez dos parâmetros estimados, no caso⁵⁴), nem existem estudos que registrem, de forma sistemática, os fatos estilizados do crescimento para a economia brasileira. Conseqüentemente, os autores brasileiros envolvidos com a agenda de pesquisa RBC acabam tendo de recorrer ao seguinte procedimento: usar, para simulações envolvendo a economia brasileira, valores idênticos àqueles usados para a economia norte-americana, com tal procedimento sendo feito especialmente no caso de parâmetros tecnológicos. Um problema aparente à primeira vista, decorrente dessa postura, é que parece inadequado supor que parâmetros desse tipo sejam iguais em duas economias tão distintas quanto a brasileira e a americana.

Dada a falta de dados do gênero no país, esse tipo de procedimento acaba equivalendo à única alternativa disponível para pesquisadores aplicados, pois é provável que a partir daí seja possível aprendermos um pouco mais a respeito da dinâmica cíclica da economia brasileira. Do

⁵³ Na verdade, este é um problema comum na literatura sobre o tema (ver Griliches, 1994; Hulten, 2000 e o próprio estudo original de Solow, 1957). No caso brasileiro, ocorreram tentativas de construção do estoque de capital agregado em frequência anual, conforme atestam os estudos de Salvato (1997), Bonelli e Fonseca (1998), Hoffmann (2000), Ellery e Gomes (2001) e Fonseca e Mendes (2002). Destes, o único que não faz uso do método de inventário perpétuo é o estudo de Fonseca e Mendes. Por outro lado, Kanczuk e Faria (2000) representam a única tentativa de construção de estimativas trimestrais

⁵⁴ Este é um ponto enfatizado por Hansen e Heckman (1996) em relação ao caso norte-americano. É provável que essa tendência venha mudando recentemente, conforme atesta a coletânea de Lisboa e Menezes-Filho (2002), que reúne uma série de estudos com microdados relacionados a diversas áreas.

mesmo modo, parece fazer sentido comparar as propriedades de nossa economia com as da americana, já que um procedimento comum na literatura RBC é utilizar a última como *benchmark*. O problema é considerar os mesmos parâmetros de calibração para essas duas economias, especialmente no que diz respeito a parâmetros relacionados ao choque tecnológico, a fonte básica de ciclos nesses modelos.

2.4.4. *Sumário da literatura empírica*

A literatura empírica sobre o tema pode ser sumarizada a partir dos seguintes pontos:

- i. O resíduo de Solow não é, em geral, tido como uma boa *proxy* para choques tecnológicos, pelo menos no caso de frequências cíclicas. Erros de mensuração dos fatores de produção podem fazer com que essa medida não reflita de forma acurada choques do gênero, um ponto já ressaltado na literatura de Crescimento Econômico (Jorgenson e Griliches, 1967). Esse problema tende a ser acentuado no caso de frequências mais altas, onde a possibilidade de ocorrência do fenômeno de *labor-hoarding* tende a atuar na mesma direção.
- ii. De acordo com a evidência apresentada, o resíduo é correlacionado com outras variáveis macroeconômicas (preços do petróleo, gastos militares e partido político de presidentes americanos) que, a princípio, não deveriam exercer influência alguma sobre o resíduo, de acordo com a propriedade de invariância de Hall. O mesmo é válido em termos de precedência temporal, com o resíduo de Solow sendo Granger-causado por variáveis relacionadas às políticas monetária e fiscal. Estes resultados também são válidos no caso de outras economias além da norte-americana, conforme é o caso do Canadá e da Austrália.
- iii. Existem diferenças consideráveis entre a produtividade efetiva (choque tecnológico) e a mensurada (resíduo de Solow). Medidas que levam em conta erros de mensuração dos fatores devido a taxas de utilização variáveis apresentam propriedades estatísticas nitidamente distintas de medidas que não o fazem.
- iv. A prociclicidade do resíduo de Solow não representa uma evidência básica favorável a modelos RBC. Esse padrão observado pode vir a ocorrer devido a fatores como retornos crescentes do fator trabalho (SRIRL), por exemplo.
- v. O debate empírico recente tem se concentrado, basicamente, na resposta dinâmica do fator trabalho a choques tecnológicos, bem como em formas adequadas de

modelagem do processo estocástico subjacente às medidas que representam tal fator.

- vi. Alguns dos problemas empíricos citados acima são especialmente graves no caso brasileiro, uma vez que a qualidade dos dados nacionais relacionados a esses modelos tende a ser pior do que no caso norte-americano (um problema relacionado a todo trabalho empírico ligado à economia brasileira, na verdade). Adicionalmente, a tendência de se “importar” parâmetros da economia norte-americana tende a ignorar diferenças consideráveis entre economias distintas, o que pode comprometer algumas das conclusões obtidas a partir de modelos RBC aplicados ao contexto brasileiro.

3. Evidências Empíricas

Neste capítulo estão contidos os principais resultados empíricos do trabalho. Inicialmente, descrevemos os dados usados na análise, em termos de suas estatísticas descritivas. Em seguida, realizamos uma bateria de testes de raiz unitária sobre as principais séries envolvidas nas estimações aqui conduzidas, atentando em especial para as séries que representam o fator trabalho, devido a sua importância para o debate empírico recente. Dado o baixo poder de testes usuais do gênero (ADF e PP), realizamos também testes de raiz unitária cuja hipótese nula equivale à hipótese de estacionariedade da série (teste KPSS). Do mesmo modo, construímos medidas de produtividade alternativas, verificando as diferenças (em termos de propriedades estatísticas) existentes entre essas medidas (especificamente, dos resíduos de Solow daí derivados). Nossos resultados indicam que existem diferenças significativas entre medidas distintas. O mesmo é válido em termos de testes de Granger-causalidade (tanto uni quanto multivariados). Finalmente, estimamos SVARs relacionando medidas de produtividade e do fator trabalho. Nossos resultados estão em consonância com alguns dos principais resultados de Galí (1996b, 1999), sendo robustos a diversas questões de especificação.

3.1. Base de Dados

Para a análise empírica a ser conduzida neste capítulo, necessitamos de medidas de produtividade e diversos indicadores macroeconômicos, uma vez que além de estarmos interessados em testar propriedades estatísticas das medidas citadas, também queremos conduzir testes de Granger-causalidade envolvendo essas medidas e outras variáveis, que estariam captando, basicamente, outros choques na economia além de choques tecnológicos propriamente ditos (como choques de política monetária ou choques de gastos do governo, por exemplo).

A fonte original de dados equivale à base de dados de Kanczuk e Faria (2000). As variáveis contidas nessa base correspondem a dados trimestrais do IBGE relacionados à indústria brasileira, englobando o período amostral 1985:01/1999:03. A base de dados original foi complementada com outras variáveis macroeconômicas, necessárias aos nossos propósitos. Todos os dados disponíveis nessa base ampliada podem ser obtidos a partir do Ipeadata (www.ipeadata.gov.br), possibilitando, em última instância, a replicação dos resultados aqui descritos.

3.2. Análise Descritiva

Apesar dos dados de Kanczuk e Faria (2000) apresentarem a desvantagem de serem restritos ao setor industrial apenas (e exibindo, portanto, maior variabilidade do que a economia como um todo), possuem duas vantagens: primeiro, apresentam certa abrangência temporal, uma característica útil no caso das técnicas que utilizaremos; segundo, estão disponíveis em frequência trimestral, que é tida como a frequência ideal do ponto-de-vista de estudos de ciclos de negócios. Uma vantagem adicional dessa base relaciona-se ao fato de nela existirem variáveis que propiciam a construção de distintas medidas de produtividade, seja de produtividade do trabalho ou de produtividade total dos fatores, conforme é o caso das variáveis de produção industrial, horas pagas/pessoal ocupado na indústria e estoque de capital.

A fonte básica de inspiração para a construção das medidas de produtividade foi o estudo recente de Gomes (2001a), que engloba dados de frequência anual. Inspiração no sentido de que, apesar de seguirmos as instruções desse autor relacionadas aos procedimentos de construção das séries, procedemos de maneira diferenciada, dados os objetivos do presente trabalho. Esta última referência equivale a uma rica fonte de medidas de produtividade (tanto parcial quanto total dos fatores) para o Brasil, com o autor realizando uma construção cuidadosa de medidas anuais de produtividade ao longo do período 1975/1998 e procurando atender para as diferenças decorrentes do uso de distintas variáveis para a construção das medidas em questão. Apesar de representar uma iniciativa inovadora na literatura nacional, o problema desse estudo é que as medidas construídas possuem pouca abrangência estatística (cerca de vinte e quatro observações apenas, na maior parte dos casos considerados). Assim, embora sigamos boa parte das instruções lá contidas, construímos nossas próprias medidas de produtividade para a economia brasileira.

Esperamos que as diferenças existentes entre nossas medidas e aquelas calculadas por Gomes não sejam significativas a ponto de afetarem nossos resultados. Um fato animador, no caso, é que as séries de produtividade construídas por nós exibem um padrão temporal semelhante ao das séries construídas por esse autor e em conformidade com outros estudos de produtividade feitos para o Brasil, conforme ficará evidente abaixo¹.

¹ Para estudos relacionados à evolução da produtividade no Brasil ver, além do último trabalho citado, Silva Filho (2001) e Gomes, Pessoa e Veloso (2003). A literatura nacional recente vem se concentrando na relação existente entre o processo de abertura comercial iniciado no país a partir da década de 90 e a evolução da produtividade. Exemplos de trabalhos que seguem nessa direção equivalem a Bonelli e Fonseca (1998), Moreira (1999), Rossi e Ferreira (1999) e Bonelli (2000).

Ainda em relação às medidas de produtividade, vale à pena discorrermos um pouco a respeito do procedimento de construção destas. No caso das séries de produtividade do trabalho, simplesmente calculamos um quociente do tipo:

$$PL = \frac{Y}{N},$$

onde Y equivale a uma medida de produto e N corresponde a uma medida do fator trabalho. No caso, dispomos de índices de produção industrial e do fator trabalho (horas pagas ou pessoal ocupado)². As medidas de produtividade do trabalho correspondem portanto a índices, cuja diferença deve-se unicamente à medida utilizada para captar o fator trabalho (horas ou emprego). Adicionalmente, reportamos resultados de séries construídas usando medidas *per capita*, que estão em consonância com o debate empírico recente, conforme ficará evidente na seção de testes de robustez.

As medidas de produtividade total dos fatores (“*total-factor-productivity*”; TFP) foram construídas tendo como base a seguinte expressão:

$$\Delta a_t = \Delta y_t - \theta \Delta k_t - (1 - \theta) \Delta l_t,$$

onde o termo a representa a produtividade total dos fatores (“resíduo de Solow”), k representa o fator capital e l representa o fator trabalho, com letras minúsculas denotando logaritmos e o símbolo Δ denotando primeiras-diferenças. Esta expressão representa, na verdade, a variação da TFP ao longo do tempo (ou seja, o resíduo de Solow). Para obtermos a série em níveis (a TFP propriamente dita), basta integrarmos a série em primeiras-diferenças. Os termos θ e $(1 - \theta)$, por sua vez, representam, respectivamente, os *shares* do capital e do trabalho na renda.

No caso do fator capital, utilizamos como *proxy* o estoque de capital contido na base de Kanczuk e Faria. Ao fazermos isto, estamos supondo implicitamente que os serviços desse fator são diretamente proporcionais a seu estoque, uma vez que essa medida foi construída de acordo com o método de inventário perpétuo. Em termos dos *shares* dos fatores de produção na renda, assumimos os mesmos valores que Kanczuk e Faria ($\theta = .66$). Testes com valores alternativos para esse parâmetro demonstraram que os resultados obtidos não são substancialmente

² A título de simplificação, ao longo do texto, faremos referência aos índices de horas pagas e pessoal ocupado do IBGE como “horas” e “emprego”, respectivamente.

alterados, no caso³. Outras possibilidades que permitiriam uma mensuração mais acurada desse estoque seria considerar medidas que levassem em conta taxas de utilização variáveis desse estoque ao longo do tempo ou *proxies* alternativas, que captassem os serviços desse fator, conforme é o caso do consumo industrial de energia elétrica (que já leva em conta essas taxas variáveis) e da taxa de utilização da capacidade instalada (UCI). Também construímos medidas de produtividade nessas linhas, denominadas *TFPEE* e *TFPUCI*, respectivamente. A primeira medida considera o consumo industrial de energia elétrica como *proxy* para os serviços do capital a partir da fórmula:

$$\Delta a_t = \Delta y_t - \theta \Delta ee_t - (1 - \theta) \Delta I_t ,$$

onde Δee_t representa a taxa de variação do consumo industrial de energia elétrica (primeiras-diferenças dos logaritmos). Já a segunda medida leva em conta variações na utilização do capital a partir da expressão

$$\Delta a_t = \Delta y_t - \theta \Delta k_t^* - (1 - \theta) \Delta I_t ,$$

onde $k^* = k \times UCI$, com o termo k^* equivalendo à medida do estoque de capital que leva em conta variações na intensidade de uso desse fator ao longo do tempo. Ou seja, para considerarmos taxas de utilização variáveis do fator capital, simplesmente multiplicamos o estoque de capital disponível por uma medida de taxa de utilização da capacidade instalada (índice calculado pela Fundação Getúlio Vargas, referente à indústria geral e equivalente a uma medida contida no intervalo entre 0 e 1, após transformação da série original). A transformação dessa série equivale simplesmente a dividir a medida original por 100, de modo que ela passe a ficar no intervalo entre 0 e 1. Essa variável atua somente como uma *proxy* para a utilização do capital. Shapiro (1989) coloca que uma medida ideal de utilização da capacidade instalada deve exibir a seguinte propriedade: suas taxas de crescimento devem ser altamente correlacionadas com o produto, mas essa correlação não deve ser próxima de um. Ou seja, essa medida deve explicar uma fração considerável da variação do produto, mas não sua totalidade. Para os Estados Unidos, esse autor obtém um coeficiente de correlação em torno de .99, concluindo pela inadequação da medida calculada pelo *Federal Reserve Board*. No caso brasileiro, as correlações estimadas entre as taxas de crescimento da medida de UCI aqui empregada e o índice de produção industrial do IBGE ficaram na faixa de .45 a .57, independentemente da

³ Gollin (2002) demonstra que o valor desse parâmetro é relativamente constante a nível internacional.

transformação considerada para as variáveis (primeiras-diferenças dos níveis, primeiras-diferenças dos logaritmos naturais ou variáveis filtradas via H-P). Este pode ser um bom indicativo da adequação dessa *proxy*, embora estudos empíricos mais detalhados sobre o tema possam ser úteis no sentido de esclarecer essa questão. Neste caso, o estoque de capital sofre, na verdade, uma mudança de escala, de acordo com os valores que a UCI assume para cada trimestre específico.

Adicionalmente, construímos uma medida que levasse em conta variações na utilização de ambos os fatores de produção, denominada *TFPCORR*. Para levarmos em conta variações do fator capital, consideramos uma medida de k^* (conforme no caso de *TFPUCI*). No caso de variações relativas ao fator trabalho, utilizamos estimativas recentes que levam em conta a heterogeneidade existente entre trabalhadores (em termos de horas trabalhadas). Essas medidas do fator trabalho, cuja fonte primária é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME), equivalem a medidas mensais de horas trabalhadas em seis regiões metropolitanas do país (Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo) calculadas para o período 1983:01/1999:12 (dados mensais). Medidas trimestrais foram obtidas a partir de médias aritméticas de valores mensais⁴.

Ao construirmos essas medidas, tentamos incorporar as sugestões provenientes tanto da literatura internacional de produtividade (Basu, 1996; Basu, Fernald e Kimball, 1998) quanto de ciclos de negócios (King e Rebelo, 2000), que ressaltam a importância de se considerar a intensidade de uso dos fatores quando do cálculo de medidas de produtividade, uma vez que flutuações no resíduo de Solow podem refletir variações nessa intensidade. Do mesmo modo, o resíduo também pode ser afetado por problemas de mensuração dos fatores, conforme notado originalmente por Jorgenson e Griliches (1967). A tabela 8 contém uma descrição das variáveis utilizadas na construção de cada medida de produtividade considerada no trabalho:

Tabela 8
Variáveis Utilizadas na Construção de Medidas de Produtividade

Denominação	Variáveis Utilizadas
<i>TFPNAIVE</i>	Índices de Prod. Industrial, de Horas Pagas na Indústria e Estoque de Capital.
<i>TFPEE</i>	Índices de Prod. Industrial, de Horas Pagas na Indústria e Consumo Industrial de Energia Elétrica.
<i>TFPUCI</i>	Índices de Prod. Industrial, de Horas Pagas na Indústria e Est. de Capital ponderado pela UCI.
<i>TFPCORR</i>	Índices de Prod. Industrial, de Horas Trabalhadas em 6 Regiões Metropolitanas e Est. de Capital ponderado pela UCI.

Fonte: Cálculos do autor com base em dados de diversas fontes.

Em relação às variáveis macroeconômicas empregadas nos testes de Granger-causalidade, procuramos selecionar variáveis reais ou nominais que captassem choques não relacionados *a priori* com choques de produtividade, conforme é o caso de choques de política

monetária, política fiscal (gastos do governo, mais especificamente) e choques externos. Todas as variáveis reais foram obtidas a partir do deflacionamento de variáveis nominais pelo IGP-DI. No caso da política monetária, fizemos uso de duas medidas de agregados monetários (M1 real e nominal) e uma de taxa de juros (taxa Selic), equivalentes a *proxies* para instrumentos de controle da economia pela autoridade monetária, seja via a variação da oferta monetária propriamente dita ou via o controle das taxas de juros vigentes no país⁵. Dado o fato do país ter passado por diversos episódios inflacionários ao longo do período amostral considerado, também procuramos incluir variáveis que captassem esses efeitos. No caso, utilizamos os índices de preços IGP-DI e IPCA, esperando que estes refletissem efeitos do gênero nos testes a serem conduzidos.

Um problema básico, no caso de nosso período amostral, diz respeito à variedade de fenômenos ocorridos ao longo desse período de quinze anos, o que poderia gerar alguma instabilidade nos coeficientes estimados, um ponto ressaltado por Galí, López-Salido e Valles (2003) para o caso norte-americano. Infelizmente, dado o tamanho (relativamente reduzido) da amostra, não faria sentido dividi-la em amostras menores (como fazem esses autores) para testar esse tipo de proposição. É possível que resultados mais robustos possam ser obtidos a partir do uso de séries temporais mais longas do que aquelas usadas aqui⁶.

Como os resultados obtidos por Evans (1992) apontam para a importância do consumo do governo como uma variável que Granger-cause suas medidas de produtividade, consideramos também em nossa análise medidas que captassem a importância do setor público na economia. Apesar de não existir no Ipeadata uma variável do gênero, construímos uma medida trimestral a partir das estimativas mensais de gastos totais (e não consumo) do governo contidas em Fernandes (2002) e disponíveis apenas a partir do ano de 1986.

Do mesmo modo, uma vez que parte da literatura relacionada a testes de Granger-causalidade envolvendo medidas de produtividade e outras variáveis macroeconômicas atenta para a importância de fatores externos, especialmente no caso de uma pequena economia aberta (Otto, 1999), utilizamos variáveis que captassem, de certa forma, o ambiente externo, conforme é o caso de uma medida de produção agregada norte-americana (*PNB-EUA*) e uma

⁴ As medidas mensais foram calculadas originalmente por Anderson Schneider.

⁵ Também fizemos uso de uma medida de base monetária (M0) nos testes de Granger-causalidade. Como os resultados foram praticamente os mesmos no caso dessas medidas alternativas de política monetária, decidimos reportar apenas aqueles relacionados ao agregado monetário M1.

⁶ Ainda assim, vale ressaltar que temos plena consciência das limitações inerentes ao nosso trabalho devido ao uso desse período amostral conturbado. Na seção de testes de robustez, tratamos desse problema a partir de uma pequena variação do período amostral considerado. Maiores detalhes adiante.

medida de taxa de juros (*Juros-EUA*), ambas obtidas a partir do Ipeadata. A tabela 9 abaixo expõe as principais variáveis utilizadas na análise deste capítulo e suas estatísticas descritivas:

Tabela 9
Estatísticas Descritivas das Principais Variáveis

Variável	Unidade	Obs.	Média	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
<i>Medidas de Produtividade</i>						
<i>TFPAIVE</i>	Índice	59	100.12	100.38	99.88	.15
<i>TFPUCI</i>	Índice	59	100.06	100.36	99.86	.13
<i>TFPEE</i>	Índice	59	100.08	100.32	99.89	.14
<i>TFPCORR</i>	Índice	59	100.09	100.3	99.91	.09
Prod.Trabalho (Horas)	Índice	59	112.65	139.17	96.94	14.53
Prod.Trabalho (Horas <i>per capita</i>)	Índice	59	117.76	147.33	97.74	16.15
Prod.Trabalho (Emprego)	Índice	59	111.35	136.19	94.69	13.43
Prod.Trabalho (Emprego <i>per capita</i>)	Índice	59	116.45	144.35	97.36	15.05
<i>Indicadores de Política Monetária</i>						
MI	RS MM	59	56339.43	175391.0	18462.21	31720.56
MI(Nominal)	RS MM	59	11544.09	47757.16	1.02E-05	16942.34
Taxa de Juros (SELIC)	%a.m.	59	15.09	62.13	1.3	14.75
<i>Indicador de Política Fiscal</i>						
Gastos do Governo	RS MM	55	56.28	79.98	37.06	11.19
<i>Indicadores de Preços</i>						
IGP-DI	Índice	59	49.34	164.63	5.71E-08	65.09
IPCA	Índice	59	487.26	1539.78	6.28E-07	641.03
<i>Indicadores do Setor Externo</i>						
PNB-EUA	US MM	59	6442.01	9316.5	4109.7	1512.4
Juros-EUA	%a.m.	59	7.4	11.58	4.67	1.49
<i>Medidas de Fatores de Produção</i>						
Índice de Produção Industrial	Índice	59	119.79	149.77	95.31	15.53
Estoque de Capital	RS MM	59	1612.91	1861.67	1435	122.64
Consumo Ind. de Energia Elétrica	Índice	59	100.65	120.13	80.52	9.19
Horas Corrigidas (PME)	Índice	59	87.16	119.43	52.97	19.81
Horas	Índice	59	87.16	119.65	52.67	19.77
Horas <i>per capita</i>	Índice	59	53.26	75.99	29.7	13.63
Emprego	Índice	59	89.32	117.37	56.71	17.81
Emprego <i>per capita</i>	Índice	59	54.53	74.55	31.98	12.42
Util. da Capacidade Instalada	Índice	59	.72	.86	.48	.07

Fonte: Elaboração própria a partir de dados disponíveis em Kanczuk e Faria (2000) e no site do Ipeadata (www.ipeadata.com.br).

Notas:

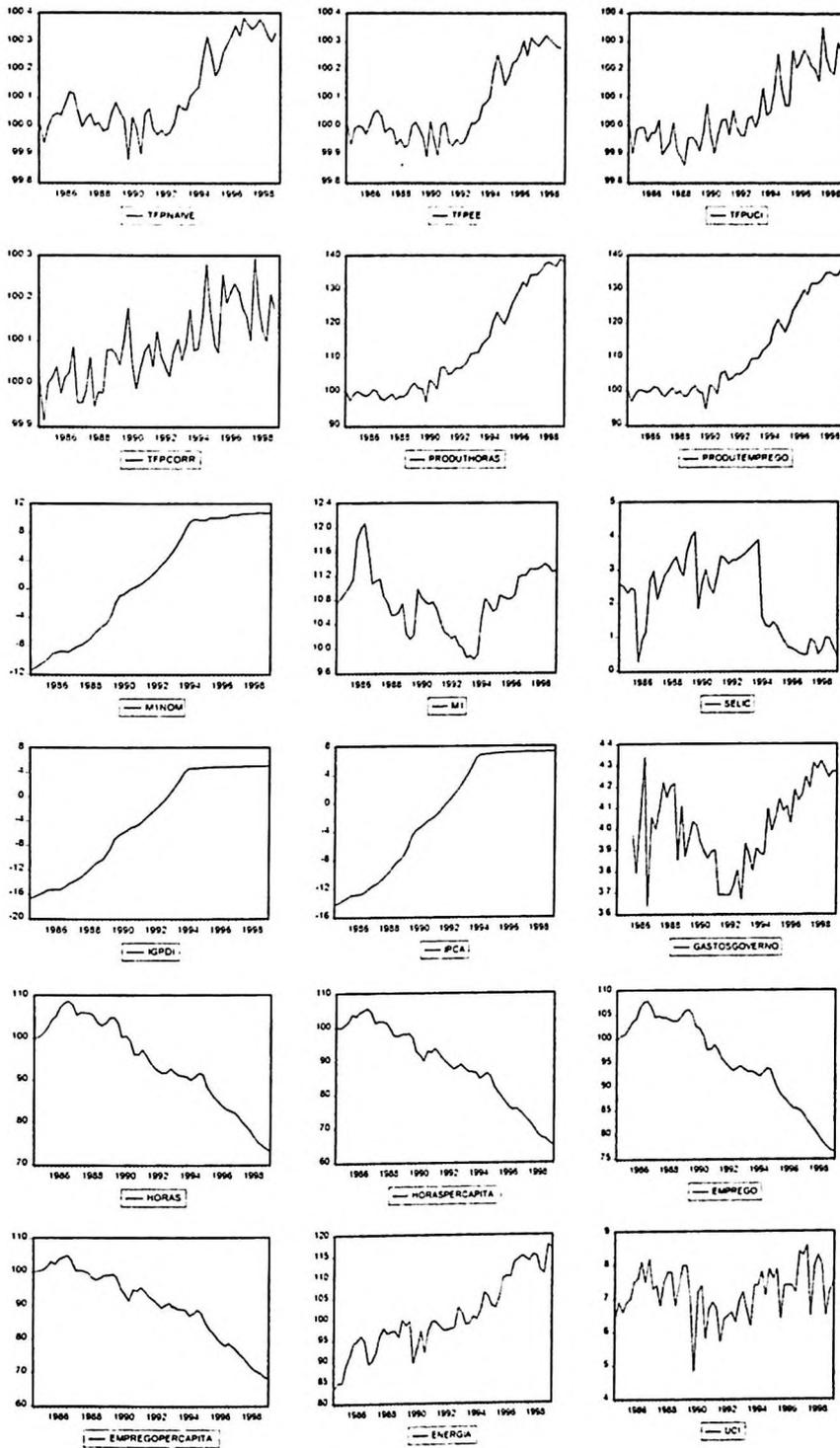
(a) Período amostral : 1985:01/1999:03.

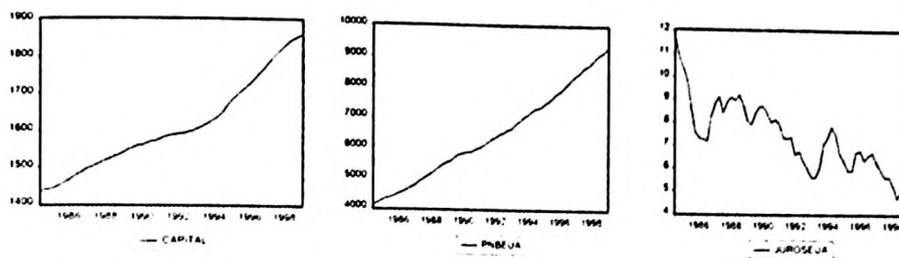
(b) Variáveis reais foram obtidas a partir do deflacionamento de variáveis nominais pelo IGP-DI. Variáveis que exibiam padrões sazonais foram dessazonalizadas.

O gráfico 1 exhibe o padrão temporal das diversas séries ao longo do tempo. Todas as séries, exceto pela taxa de juros norte-americana, estão em escala logarítmica (natural)⁷.

⁷ Apesar do procedimento de logaritmizar as séries equivaler a um procedimento padrão na literatura, sua aplicação não foi feita de forma indiscriminada, como é comum em diversos estudos aplicados. Antes de converter as séries originais em logaritmos, verificamos se haviam problemas de variância nelas (a partir de uma inspeção visual dos gráficos das primeiras-diferenças das séries). Como todas as séries brasileiras apresentaram problemas de variância para o período amostral considerado, o uso de séries logaritmizadas passa a ser justificado. A única exceção ficou por conta da taxa de juros americana, que acabou sendo usada conforme disponibilizada originalmente, um procedimento também comum na literatura.

Gráfico I
Principais Séries (Níveis)





A partir da inspeção desses gráficos, podemos notar um padrão ascendente em todas as medidas de produtividade consideradas, especialmente após o início da década de 90, marcada pelo processo de abertura comercial, o que vai de acordo com a evidência empírica recente no país (Bonelli e Fonseca, 1998; Rossi e Ferreira, 1999; Gomes, 2001a). Do mesmo modo, todas as medidas relacionadas ao fator trabalho exibem um padrão declinante ao longo do mesmo período. A maior parte das demais variáveis macroeconômicas citadas, por sua vez, não exibem um padrão consistente, o que é resultado dos diversos reveses pelo qual o país passou ao longo desse período.

3.3. Testes Econométricos

3.3.1. Análise Univariada

3.3.1.1. Testes de Raiz Unitária

Antes da realização dos testes econométricos propriamente ditos, todas as séries foram submetidas a uma bateria de testes preliminares, como forma de verificar a presença de raízes unitárias e proceder com as eventuais transformações necessárias. No caso, testamos inicialmente para a presença de duas raízes em cada série, de acordo com o procedimento de Dickey e Pantula (1987). Em seguida, realizamos testes convencionais para a presença de uma raiz unitária nas séries; basicamente, os testes propostos por Dickey e Fuller (1981) (teste ADF) e Phillips e Perron (1988) (teste PP). Em casos onde os resultados dos testes não convergissem para conclusões similares e, dado o conhecido baixo poder desses testes iniciais, realizamos adicionalmente o teste proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992) (teste KPSS), baseado na hipótese nula de estacionariedade das séries em questão. Uma vantagem adicional relacionada a esse último teste diz respeito ao seu uso ampliado no debate empírico recente, conforme ficará mais evidente na seção de testes de robustez.

No caso do teste Dickey-Pantula, é considerado um procedimento em duas etapas. A vantagem do teste ser feito em mais de uma etapa diz respeito à possibilidade de testarmos, adicionalmente, a hipótese de presença de uma raiz unitária na série. Na primeira etapa, testa-se para a presença de duas raízes unitárias na série a partir da estimação da seguinte especificação:

$$\Delta^2 y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

onde y representa a série em questão. No caso, testa-se a hipótese de que $\beta_1 = 0$. Caso essa hipótese não seja rejeitada, a série considerada possui duas raízes unitárias. Caso contrário, parte-se para a etapa seguinte do teste, que equivale à estimação de

$$\Delta^2 y_t = \alpha + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

onde testa-se a hipótese conjunta de que $\beta_1 = 0$ e $\beta_2 < 0$. Se essa hipótese não for rejeitada, conclui-se que a série possui uma raiz unitária. Caso contrário, a série pode ser considerada estacionária. Os valores críticos usados nesses testes de hipóteses equivalem aos reportados originalmente em Dickey e Fuller (1981) para os testes ADF. As tabelas 10 e 11 apresentam os resultados dos testes de Dickey-Pantula⁸.

⁸ Todas as equações relacionadas às etapas desse teste (e dos demais testes de raiz unitária) foram estimadas a partir do método de mínimos quadrados ordinários. As defasagens reportadas nas tabelas abaixo foram selecionadas de modo que os resíduos de cada regressão considerada exibissem um padrão do tipo "white-noise".

Tabela 10
Testes de Dickey-Pantula (1ª Etapa)

Variável	τ_{μ}	Defasagens
<i>Medidas de Produtividade</i>		
TFPNAIVE	-8.46***	0
TFPEE	-7.82***	1
TFPUCI	-1.14***	2
TFPCORR	-10.8***	2
<i>Indicadores de Política Monetária</i>		
MI	-5.8***	0
MINOM	-2.72	0
SELIC	-7.96***	0
<i>Indicador de Política Fiscal</i>		
Gastos do Governo	-3.36***	0
<i>Indicadores de Preços</i>		
IGP-DI	-2.26	0
IPCA	-2.16	0
<i>Indicadores do Setor Externo</i>		
PNB-EUA	-6.31***	0
Juros-EUA	-5.05***	0
<i>Medidas do Fator Trabalho</i>		
Horas	-4.76***	0
Horas per capita	-5.77***	0
Emprego	-4.27***	0
Emprego per capita	-5.66***	0
UCI-GV	-9.57***	2

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período amostral: 1985:01/1999:03.

(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valores críticos do teste são os mesmos que no caso do teste ADF.

Tabela 11
Testes de Dickey-Pantula (2ª Etapa)

Variável	τ_{μ}	τ_{ρ}	Defasagens
<i>Medidas de Produtividade</i>			
<i>TFPNAIVE</i>	-8.03***	-1.2	0
<i>TFPUCI</i>	-10.12***	.25	2
<i>TFPEE</i>	-7.4***	-.24	1
<i>TFPCORR</i>	-8.83***	-1.34	2
<i>Indicadores de Política Monetária</i>			
MI	-5.32***	-2.07	0
MINOM	-3.02**	-1.48	0
SELIC	-7.23***	-1.71	0
<i>Indicador de Política Fiscal</i>			
Gastos do Governo	-11.39***	-1.67	0
<i>Indicadores de Preços</i>			
IGP-DI	-2.63**	-1.6	0
IPCA	-2.57	-1.66	0
<i>Indicadores do Setor Externo</i>			
PNB-EUA	-6.44***	-1.16	0
Juros-EUA	-5.34***	-2.57	0
<i>Medidas do Fator Trabalho</i>			
Horas	-4.72***	.81	0
Horas <i>per capita</i>	-5.82***	1.09	0
Emprego	-4.13***	.56	0
Emprego <i>per capita</i>	-5.66***	1.01	0
UCI-GV	-5.91***	-1.84	2

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período amostral: 1985:01/1999:03.

(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valores críticos do teste são os mesmos que no caso do teste ADF.

De acordo com os resultados expostos nas tabelas acima, é possível concluir que a grande maioria das séries consideradas não possui duas raízes unitárias. A exceção fica por conta das séries de índices de preços (IGP-DI e IPCA) e do agregado monetário nominal (*MINOM*). Em relação aos resultados da segunda etapa do teste, é possível concluir que não podemos rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária nas demais séries. Tal diagnóstico é confirmado a partir da inspeção da tabela 12 abaixo, que reporta os resultados relacionados aos testes ADF e PP para as séries em níveis e em primeiras-diferenças⁹. No caso do teste ADF, foram utilizadas especificações com constante, tendência e quatro defasagens, já que os dados são trimestrais. Já no caso do teste PP, utilizou-se a sugestão de defasagens proposta por Newey-West (três defasagens, no caso)¹⁰.

⁹ Como estes testes já são um padrão na literatura de séries temporais, optamos por não explicar sua lógica neste espaço. Ver, a esse respeito, Hamilton (1994, cap.17) e Enders (1995, cap.4), por exemplo.

¹⁰ Ainda assim, a título de testar a robustez dos resultados desses testes (dado o seu baixo poder), foram estimadas especificações onde o número ótimo de defasagens era escolhido de acordo com dois métodos distintos, comuns em trabalhos empíricos: o método “do geral para o particular” e o método “do particular

Tabela 12
Testes de Raiz Unitária (ADF e PP)

Variável	Teste ADF	Teste PP
<i>Medidas de Produtividade</i>		
<i>TFPNAIVE</i>	-1.66	-2.25
Δ <i>TFPNAIVE</i>	-3.75**	-8.71***
<i>TFPFE</i>	-1.76	-2.16
Δ <i>TFPFE</i>	-3.14	-8.97***
<i>TFPUCI</i>	-2.19	-4.8***
Δ <i>TFPUCI</i>	-4.46***	-14.3***
<i>TFPCORR</i>	-2.54	-6.05***
Δ <i>TFPCORR</i>	-4.55***	-13.89***
<i>Indicadores de Política Monetária</i>		
MI	-1.78	-1.71
Δ MI	-3.94**	-5.64***
SELIC	-1.65	-2.26
Δ SELIC	-4.16***	-8.18***
<i>Indicador de Política Fiscal</i>		
Gastos do Governo	-1.14	-3.59**
Δ (Gastos do Governo)	-3.57**	-15.29***
<i>Indicadores de Preços</i>		
IGP-DI	-1.31	.33
Δ IGP-DI	-2.48	-2.61
Δ^2 IGP-DI	-3.97**	-6.9***
IPCA	-1.23	.44
Δ IPCA	-2.54	-2.55
Δ^2 IPCA	-4.07**	-6.53***
<i>Indicadores do Setor Externo</i>		
PNB-EUA	-2.4	-1.97
Δ (PNB-EUA)	-2.66	-6.45***
Juros-EUA	-3.63**	-3.5**
Δ (Juros-EUA)	-4.99***	-5.00***

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período amostral: 1985:01/1999:03. No caso do teste ADF, foram consideradas especificações com uma constante, tendência linear e quatro defasagens. No caso do teste PP, foram consideradas especificações com três defasagens, conforme a sugestão de Newey-West. Valores críticos dos testes são reportados em Dickey e Fuller (1981) e Mackinnon (1991).

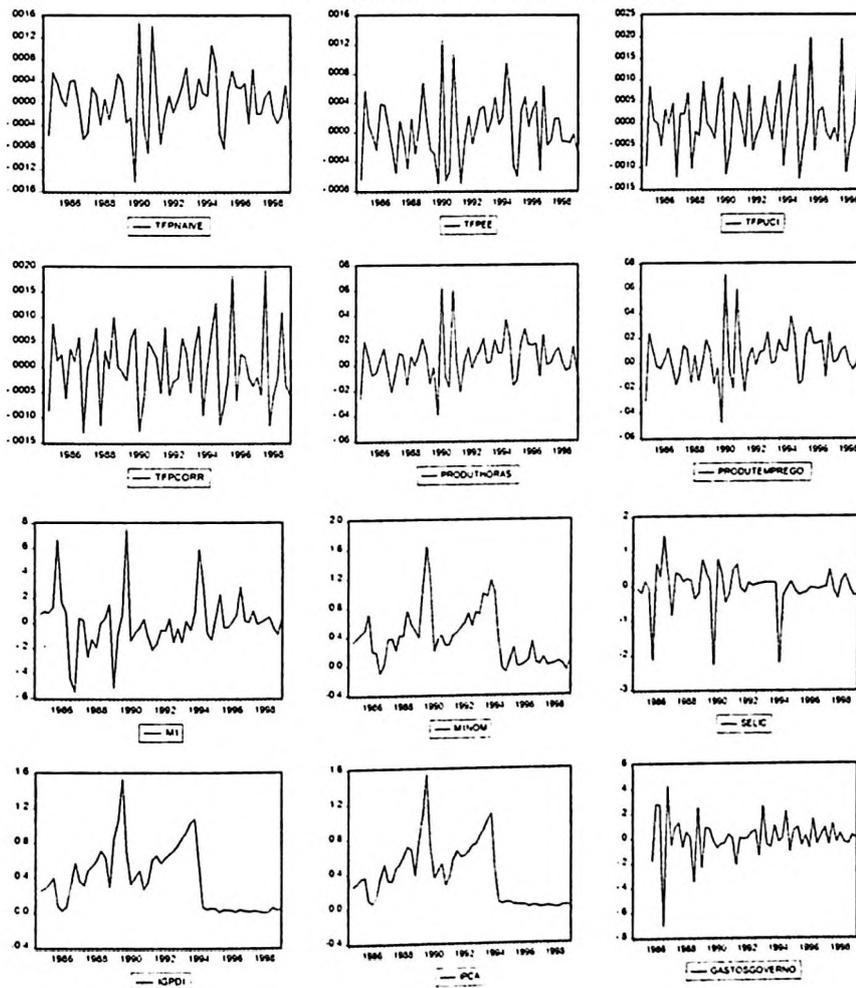
(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

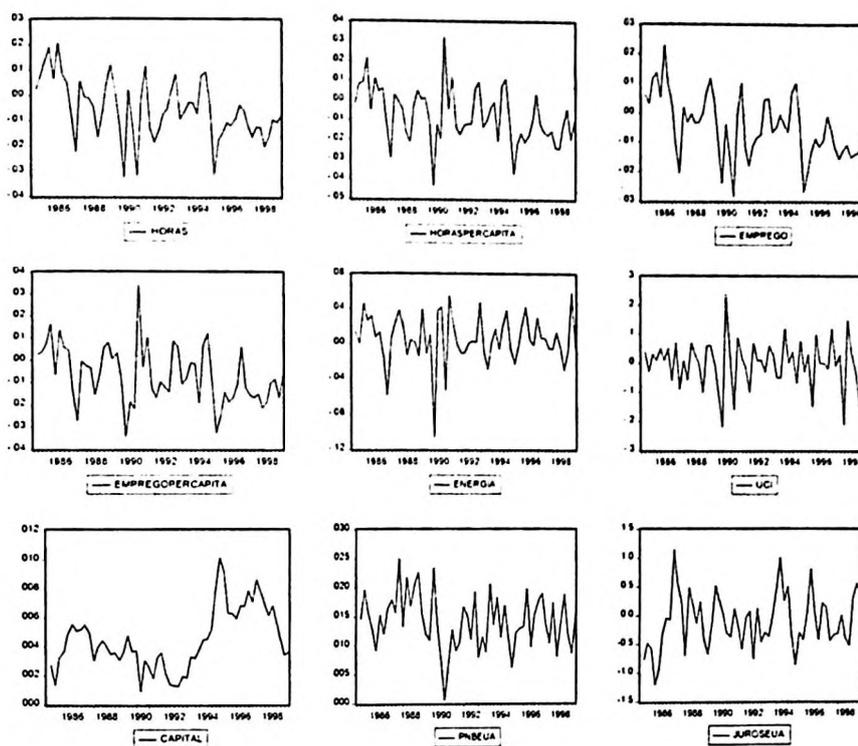
Conforme podemos notar, não é possível rejeitarmos a hipótese nula de cada teste (presença de uma raiz unitária) para a maior parte das séries (em níveis) empregadas na análise. Por outro lado, no caso das primeiras-diferenças das séries, a hipótese nula é, em geral, rejeitada. Entretanto, os resultados dos testes conflituam no caso de algumas séries. Assim, realizamos adicionalmente o teste KPSS para essas séries. Os resultados desse teste (não-

para o geral". A decisão final sobre o número de defasagens era baseada então no critério de informação de Schwarz (SIC). Os resultados dos testes de raiz unitária são exatamente os mesmos que no caso onde o número de defasagens é imposto arbitrariamente em quatro, não sendo reportados apenas devido à restrição de espaço no caso presente.

reportados) indicam que as séries de produtividade consideradas (em níveis) podem ser tidas como processos $I(1)$ ou, na pior das hipóteses, como séries estacionárias em torno de uma tendência (caso da série *TFPCORR*). A evidência parece ambígua em relação à série de gastos do governo, com esta série podendo ser caracterizada tanto como um processo $I(1)$ (teste ADF) quanto como um processo estacionário em torno de uma constante (teste KPSS). Ainda assim, o exame gráfico da primeira-diferença dessa série indica que ela é claramente estacionária (ver abaixo). As primeiras-diferenças das demais variáveis ($\Delta TFPEE$ e $\Delta(PNB-EUA)$), por sua vez, podem ser caracterizadas como processos estacionários. Dados esses resultados, parece plausível caracterizar a maior parte dos níveis dessas séries como processos $I(1)$, com suas primeiras-diferenças equivalendo a processos $I(0)$ (exceto pelas três séries que possuem duas raízes unitárias). Este ponto fica mais claro ao observarmos os gráficos das primeiras-diferenças das séries, conforme exposto abaixo, no gráfico 2:

Gráfico2
Principais Séries (Primeiras-Diferenças)





3.3.1.2. Propriedades Estatísticas de Medidas de Produtividade

Nesta seção, expomos resultados relacionados às propriedades estatísticas das medidas de produtividade empregadas nos testes subsequentes. Com isto, queremos chamar atenção para as diferenças substanciais existentes entre essas medidas, seguindo a linha de argumentação de Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996). Entretanto, ao contrário desses autores, não nos limitaremos apenas à economia norte-americana (ou brasileira, no caso presente). Atentamos ainda para as diferenças existentes entre medidas de produtividade a nível internacional.

Primeiramente, tratamos de alguns fatos básicos relacionados às medidas usadas para a construção das medidas de TFP aqui consideradas. A tabela 13 contém as correlações entre as medidas de produto, do fator trabalho (horas e emprego), do fator capital e de seus serviços (representados aqui tanto como taxas de variação do consumo industrial de energia elétrica, quanto como uma medida corrigida pela UCI).

Tabela 13
Correlações entre fatores de produção

	Δy_t	Δh_t	Δemp_t	Δee_t	Δk_t	$\Delta k_t (corr)$
Δy_t	1.00	.67	.61	.41	-.18	.49
Δh_t	.67	1.00	.96	.34	-.17	.4
Δemp_t	.61	.96	1.00	.32	-.15	.34
Δee_t	.41	.34	.32	1.00	-.07	.77
Δk_t	-.18	-.17	-.15	-.07	1.00	-.06
$\Delta k_t (corr)$.49	.4	.34	.77	-.06	1.00

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

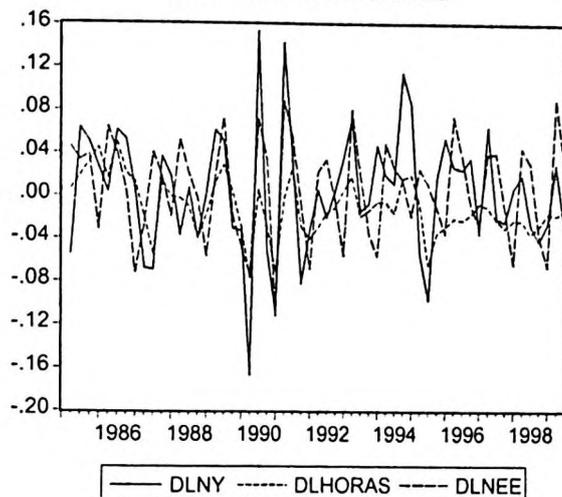
(a) Período de análise: 1985:01/1999:03.

(b) Dados equivalem a primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das variáveis consideradas.

No caso, dessa tabela, os termos y , h , emp , ee , k e $k(corr)$ representam, respectivamente, as variáveis produto (industrial), horas, emprego, consumo industrial de energia elétrica, estoque de capital e estoque de capital corrigido via UCI.

O gráfico 3 exibe os movimentos de curto prazo das medidas de produção industrial, consumo de energia elétrica e fator trabalho (horas pagas, no caso), com todas as variáveis expressas em primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das séries. No caso, os termos $DLNY$, $DLHORAS$ e $DLNEE$ denotam as primeiras-diferenças das variáveis produto, horas e energia elétrica, respectivamente.

Gráfico 3
Medidas de Produto e Insumos



Fonte: Elaboração própria.

De acordo com as correlações reportadas na tabela acima, podemos notar alguns fatos básicos. Primeiro, as medidas de horas pagas e pessoal ocupado na indústria são altamente correlacionadas com a medida de produção industrial, com as correlações incondicionais entre essas variáveis sendo de .67 e .61, respectivamente. Segundo, o consumo industrial de energia elétrica apresenta uma correlação com a medida de produto de cerca de .41, enquanto que quando consideramos a medida de capital, essa correlação cai para -.18. Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1995) obtêm um resultado semelhante para a economia norte-americana a nível agregado, embora as magnitudes reportadas por esses autores sejam nitidamente superiores às nossas. De qualquer forma, em ambos os casos, podemos notar que as taxas de variação do estoque de capital e do produto industrial são praticamente não-correlacionadas em frequências cíclicas, o que acaba levando à conclusão de que esse fator de produção não desempenha um papel significativo em horizontes curtos de tempo. Um outro resultado interessante que, assim como no caso norte-americano, também ocorre aqui é o fato das medidas de capital e energia elétrica serem praticamente não-correlacionadas entre si. Este fato, juntamente com o resultado anterior de que a medida de consumo de energia é mais correlacionada com o produto pode ser útil no sentido de demonstrar sua superioridade como *proxy* para os serviços do capital (em frequências cíclicas, pelo menos). Resultados semelhantes ocorrem no caso da medida de capital ponderada pela UCI, o que também demonstra sua superioridade nesse sentido.

Um outro ponto a ser notado diz respeito às diferenças existentes (em termos de estatísticas descritivas) entre as medidas de produtividade descritas na tabela 9 acima. Embora as medidas de TFP apresentem médias parecidas, as diferenças ficam mais evidentes em termos de outras estatísticas auxiliares, conforme é o caso do desvio-padrão dessas séries, por exemplo. Ainda assim, a comparação ideal não deve ser feita entre os níveis das séries, mas sim entre suas primeiras-diferenças, que equivalem, de fato, ao resíduo de Solow. Na tabela 14 expomos as principais estatísticas descritivas relacionadas a essas medidas. Adicionalmente, calculamos novas estatísticas, como a variância de cada medida de produtividade em relação à medida de produto empregada em sua construção ("variância relativa"), a correlação de cada medida com a medida de produto (" $corr(i,y)$ ") e a "probabilidade de regresso tecnológico" (" $Pr(Reg.Tecno.)$ "), que nada mais é do que a proporção de vezes na amostra em que a medida em questão declinou.

Tabela 14
Propriedades Estatísticas de Medidas de Produtividade no Brasil

Estatística	Variável			
	<i>TFPNAIVE</i>	<i>TFPEE</i>	<i>TFPUCI</i>	<i>TFPCORR</i>
Média	.0052	.0044	.0036	.0021
Mediana	.0088	.0071	-.0009	-.0004
Máximo	.1512	.1264	.1987	.1948
Mínimo	-.1431	-.071	-.128	-.1305
Desv.-Pad.	.0531	.0435	.0738	.0731
Var.	.0029	.0019	.0055	.0053
Var.Relat ^a .	.8505	.5572	1.613	1.5543
Corr(i,y)	.99	.92	.16	.2
Pr(Reg.Tecno.)	.45	.45	.53	.5
AR(1)	.9414***	.9623***	.8403***	.6469***
	(.05)	(.04)	(.08)	(.1)
Obs.	58	58	58	58

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03. Dados expressos em primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das séries originais.

(b) A estatística " $Pr(Reg.Tecno.)$ " denota a proporção de valores negativos nas taxas de crescimento das medidas de produtividade construídas.

(c) A estatística " $AR(1)$ " equivale ao componente autoregressivo de uma especificação AR(1) estimada para cada medida de produtividade envolvendo, além da série, uma constante e um valor defasado em um período (séries em níveis). Valores entre parênteses equivalem aos erros-padrão dessas estimativas.

Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Esta tabela ressalta, de forma mais acurada, as diferenças existentes entre as medidas de produtividade construídas para o período de análise. Em particular, podemos notar que à medida em que são incorporadas modificações que busquem captar a variação da utilização dos

fatores de produção, mudam as propriedades estatísticas das medidas em questão, conforme ressaltado originalmente por Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996).

Assim, em termos de médias dessas medidas, temos que a *TFPNAIVE* apresenta o maior valor, de cerca de .005. As medidas corrigidas, por sua vez, possuem médias cada vez menores, com a menor média, a da medida *TFPCORR* (que leva em conta variações em ambos os fatores), sendo cerca de duas vezes e meia inferior à média da primeira medida. Um padrão semelhante pode ser notado em termos de mediana, embora as diferenças sejam consideravelmente mais nítidas nesse último caso. As medidas *TFPNAIVE* e *TFPEE* apresentam valores positivos para essa estatística, ao passo que as medidas que levam em conta variações nas taxas de utilização do estoque de capital (*TFPUCI* e *TFPCORR*) apresentam valores negativos, próximos de zero. Em termos de valor máximo, essas medidas corrigidas também apresentam os maiores valores, embora não muito distantes dos valores da medida *TFPNAIVE* (cerca de 30% maiores). Em relação ao valor mínimo, a *TFPNAIVE* lidera dentre todas as medidas, ainda que as diferenças em relação às duas medidas citadas anteriormente também não sejam consideráveis. As três estatísticas seguintes, relacionadas à variabilidade dessas séries, demonstram os efeitos de considerarmos variações nas taxas de utilização dos fatores, especialmente no caso do fator capital, uma vez que as medidas corrigidas pela UCI são as mais cíclicas, apresentando inclusive uma volatilidade superior a do produto¹¹.

Os coeficientes de correlação dessas medidas com medidas de produto ressaltam bem a importância de se calcular medidas corrigidas de produtividade. Os valores dessa estatística mudam drasticamente quando levamos em conta as taxas de utilização dos fatores. No caso, podemos notar que a primeira medida (*TFPNAIVE*) apresenta um coeficiente de correlação de .99 com a medida de produção industrial, o que indica uma correlação praticamente perfeita com a medida de produto empregada¹². Quando são feitas correções nessas medidas, os coeficientes de correlação tendem a diminuir. A medida *TFPEE* ainda apresenta um coeficiente alto, de cerca de .92, um pouco menor do que o coeficiente da medida *TFPNAIVE*. As medidas *TFPUCI* e *TFPCORR*, por outro lado, apresentam coeficientes que demonstram que elas são pouquíssimo correlacionadas com medidas de produto em frequências cíclicas (com coeficientes de correlação em torno de .2, em ambos os casos).

¹¹ Empiricamente, medidas de TFP corrigidas pela UCI tendem a ser nitidamente mais cíclicas do que medidas não-corrigidas. Ver, a título de exemplo, o estudo de Paquet e Robidoux (2001) para o Canadá.

¹² É provável que esse alto valor do coeficiente de correlação deva-se ao fato de estarmos lidando com dados industriais. Ainda assim, a diferença de magnitudes dos coeficientes de correlação entre as medidas de produtividade parece muito elevada para ser causada apenas por isto. Resultados relacionados a dados agregados poderiam ser mais esclarecedores a esse respeito, constituindo um tema promissor de pesquisa futura.

As probabilidades de regresso tecnológico, por sua vez, não diferem muito entre as medidas, embora as medidas corrigidas apresentem valores maiores para essa estatística (valores, em média, de .5 para as medidas corrigidas pela UCI contra valores de .45 para as outras medidas). Isto poderia ser um indicador da inadequação das últimas medidas. Entretanto, como as diferenças entre as diversas medidas, em termos dessa estatística, não são consideráveis, é provável que elas não contenham informação suficientemente relevante a respeito de sua adequação empírica. Adicionalmente, dado o período amostral considerado, é provável que uma série de outros fatores (não estritamente “tecnológicos”, mas que ainda assim afetam a produtividade da economia) tendam a afetar o valor calculado para essa estatística. Exemplos desse tipo seriam fatores que poderiam ser englobados em definições amplas de choques de produtividade, como mudanças no ambiente institucional, por exemplo¹³.

Outra medida interessante de ser considerada aqui é o coeficiente que mede a persistência dessas medidas de produtividade. Em geral, a literatura RBC empregou duas formas básicas de modelar o componente de produtividade (z_t): ou como um processo AR(1) com alta persistência (um valor de ρ próximo a um, sendo, em geral, fixado arbitrariamente em .95) ou como um processo *random-walk* ($\rho = 1$). Embora Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996) não empreguem essa medida em sua análise, ela pode representar uma boa contrapartida empírica da adequação dessa forma específica de modelagem de choques tecnológicos em modelos RBC. Ao contrário das demais estatísticas descritas, esta é uma estatística calculada para as séries em níveis (simplesmente estima-se um AR(1) para cada série original de TFP). Para cada coeficiente ρ estimado, é reportado adicionalmente o erro-padrão das estimativas. Pelos resultados obtidos, podemos notar que os coeficientes estimados variam de acordo com a medida de produtividade considerada. Assim, ao passo que *TFPNAIVE* exibe um valor de cerca de .94, *TFPEE* exibe um valor ligeiramente superior, de cerca de .96 (com ambos os valores estando bem próximos do valor usualmente postulado em modelos RBC). As medidas corrigidas pela UCI passam a apresentar valores menores (e também estatisticamente significativos). A medida de produtividade *TFPUCI* apresenta um coeficiente estimado de cerca de .84 (sendo significativo ao nível de 1%). As diferenças ficam mais marcantes no caso da medida que leva em conta correções em ambos os fatores (*TFPCORR*), com o coeficiente estimado ficando em torno de .65, um valor consideravelmente inferior a .95. Esse tipo de

¹³ O fato do país ter passado ao longo das décadas de 80 e 90 por diversos episódios de inflação crônica, instauração de planos de estabilização (que fracassaram em sua maioria) e “choques institucionais” (como, por exemplo, o Plano Collor) provavelmente exerce efeitos significativos sobre qualquer medida de produtividade calculada para esse período. Embora isto seja apenas uma conjectura (não-testável, no caso presente), equivale a um problema comum a maior parte dos estudos empíricos aplicados ao contexto brasileiro ao longo de períodos semelhantes ao nosso.

questionamento está diretamente relacionado aos resultados dos testes de raiz unitária apresentados acima. Vale lembrar que, de acordo com os resultados do teste KPSS (não reportados), a medida *TFPCORR* é a única medida de produtividade que pode ser caracterizada como um processo estacionário em torno de uma tendência. No caso das demais séries, talvez não seja possível fazer uma distinção nítida em termos dos coeficientes estimados serem estatisticamente diferentes da unidade (um problema relacionado ao baixo poder de testes de raiz unitária). Ainda assim, os resultados aqui apresentados servem para ressaltar a importância de se mensurar adequadamente a produtividade, bem como a eventual inadequação de se considerar uma forma paramétrica tão simples (um processo AR(1)) para o choque tecnológico, conforme é o padrão na literatura corrente¹⁴.

A nível internacional, temos os resultados da tabela 15, contendo estatísticas calculadas para medidas de produtividade total dos fatores obtidas a partir da base de dados usada por Zimmermann (1994) em seu estudo da contribuição de choques tecnológicos para a volatilidade do produto de diversos países e correspondentes ao período amostral 1960:01/1991:02, de acordo com a disponibilidade da amostra original (dados trimestrais, expressos em primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das séries originais). Os países da tabela estão dispostos em ordem alfabética, sendo os seguintes: Alemanha, Austrália, Canadá, Japão, Reino Unido e Estados Unidos.

Tabela 15
Propriedades Estatísticas de Medidas de Produtividade para países selecionados

Estatística	País					
	ALE	AUS	CAN	JPN	UK	US
Média	.0035	.0009	.0027	.0032	.0028	.001
Mediana	.0035	.0005	.0016	.003	.0029	.001
Máximo	.0352	.0387	.0277	.0471	.051	.0242
Mínimo	-.038	-.0336	-.0242	-.0317	-.0286	-.0197
Desv.-Pad.	.0132	.0133	.009	.0119	.0137	.0084
Var.	.0002	.0002	8.17E-05	.0001	.0002	7.13E-05
Var.Relata.	.9268	1.0677	.7339	.9863	.95	.7514
Corr(i,y)	.8763	.9	.8878	.88	.9403	.9275
Pr(Reg.Tecno.)	.408	.48	.424	.352	.448	.416
AR(1)	.9734*** (.021)	.9056*** (.041)	.9714*** (.015)	.975*** (.027)	.964*** (.023)	.949*** (.037)
Obs.	125	125	125	125	125	125

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período Amostral: 1960:01/1991:02. Dados expressos em primeiras-diferenças dos logaritmos naturais das séries originais.

(b) A estatística "Pr(Reg.Tecno.)" denota a proporção de valores negativos nas taxas de crescimento das medidas de produtividade construídas.

(c) A estatística "AR(1)" equivale ao componente autoregressivo de uma especificação AR(1) para cada medida de produtividade envolvendo, além da série, uma constante e um valor

¹⁴ Sobre a importância dessa questão, ver Hansen (1997). Chow e Kwan (1998) ressaltam que modelos RBC tendem a apresentar um ajuste melhor aos dados (americanos) quando são consideradas especificações dinâmicas complexas, nitidamente mais sofisticadas do que processos AR(1).

defasado em um período (séries em níveis). Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Ao contrário do caso brasileiro, as medidas reportadas equivalem a medidas calculadas sem qualquer tipo de correção para taxas variáveis de utilização dos fatores. Portanto, não é possível considerarmos os efeitos de correções desse tipo sobre as propriedades estatísticas das medidas em questão. Ainda assim, os resultados dessa tabela podem ser úteis no sentido de ressaltar as principais semelhanças e diferenças entre medidas de produtividade, servindo, em última instância, como um teste informal da adequação empírica da forma de modelagem usual em modelos RBC¹⁵.

Em primeiro lugar, são nítidas as diferenças entre países em termos de médias das taxas de variação das medidas de produtividade ao longo do período considerado. Assim, a Alemanha e o Japão vêm em primeiro lugar, com taxas de variação em torno de .3% ao ano, com o Canadá e o Reino Unido vindo em seguida, com taxas na faixa de .28%. Estados Unidos e Austrália, por sua vez, exibem taxas médias da ordem de .1%. Essas posições relativas dos países são razoavelmente mantidas no caso da mediana e dos valores máximo e mínimo. Em termos de variabilidade relativa, a medida de TFP australiana revela-se como a mais cíclica, tendo uma volatilidade superior à volatilidade da medida de produto australiano empregada na análise. O Japão, o Reino Unido e a Alemanha vêm em seguida, com variâncias relativas superiores a 90%. Estados Unidos e Canadá apresentam os menores valores para essas estatísticas, algo em torno de 75%. As correlações dessas medidas com as respectivas medidas de produto agregado também são altas, com todas estando acima de 87%. As probabilidades de regresso tecnológico foram estimadas em torno de 40% para esses países. Devido ao fato de não dispormos de medidas que capturem a utilização dos fatores na maior parte desses países, não é possível checar as eventuais mudanças decorrentes de se incluir esse tipo de informação na análise. Ainda assim, no caso de países para os quais tínhamos dados disponíveis que refletissem taxas de utilização variáveis dos fatores, os resultados obtidos, em termos de propriedades estatísticas, vão na mesma direção que no caso brasileiro¹⁶.

¹⁵ Tanto no caso dos dados brasileiros quanto no caso internacional, as estatísticas acima apresentadas foram calculadas para variáveis em primeiras-diferenças e variáveis filtradas pelo procedimento de Hodrick-Prescott. Os resultados qualitativos de ambos os experimentos foram bastante semelhantes entre si, embora tenha havido uma certa diferença em termos de estatísticas como o desvio-padrão, a variância e a probabilidade de regresso tecnológico, o que faz bastante sentido, dado o fato de que o filtro H-P tende a enfatizar o padrão cíclico das variáveis.

¹⁶ O caso norte-americano já foi documentado na literatura, conforme atesta o estudo de Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996). No caso australiano, a partir da base de dados usada por Otto (1999), calculamos medidas de TFP que corrigiam para variações na UCI. As medidas obtidas apresentam propriedades estatísticas nitidamente distintas das medidas que não levam em conta esse tipo de correção. Os resultados desses exercícios não são reportados aqui dada a restrição de espaço no caso presente.

Como no caso do estudo de Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996), podemos notar que, no caso brasileiro, ocorrem mudanças significativas nas propriedades estatísticas de medidas de produtividade quando consideramos variações nas taxas de utilização dos fatores de produção. Especificamente, podemos notar mudanças significativas em termos das volatilidades e das correlações estimadas. O mesmo não ocorre, entretanto, em termos de probabilidades de regresso tecnológico, com todas as medidas apresentando resultados relativamente parecidos no caso dessa estatística. Um teste adicional que pode ajudar a distinguir de maneira mais precisa as propriedades ideais de medidas de produtividade é realizado na próxima seção.

3.3.1.3. Testes de Granger-Causalidade

Nesta seção, reportamos resultados de testes de Granger-causalidade (Granger, 1969) relacionando medidas de produtividade total dos fatores e outras variáveis macroeconômicas que reflitam fatores que não deveriam, pelo menos em princípio, afetar as primeiras medidas¹⁷. As fontes básicas de inspiração para os testes aqui conduzidos são os estudos de Evans (1992) e Otto (1999), relacionados às economias norte-americana e australiana, respectivamente.

A lógica dos testes aqui empregados é a seguinte¹⁸: consideremos a seguinte função de produção agregada do tipo Cobb-Douglas,

$$Y_t = z_t K_t^\theta N_t^{(1-\theta)} \quad (1)$$

Temos que o choque de produtividade, z_t , pode ser medido a partir de dados agregados relacionados ao produto (Y) e aos fatores de produção (K e N), dado um valor específico para o *share* do capital na renda (θ).

Supondo-se adicionalmente que z_t contenha uma raiz unitária em logaritmos, chegamos à seguinte representação:

$$z_t = z_{t-1} \exp(\mu + \varepsilon_t), \text{ com } \varepsilon_t = \beta(L)\varepsilon_{t-1} + w_t, \quad (2)$$

¹⁷ Exemplos de esforços pioneiros na aplicação de testes de Granger-causalidade em Macroeconomia são os estudos de Sims (1972, 1980b) e Hamilton (1983). Os dois primeiros estudos equivalem a testes de proposições monetaristas acerca da exogeneidade da moeda (embora com conclusões diametralmente opostas). O estudo de Hamilton, por sua vez, busca verificar a existência de uma precedência temporal entre aumentos nos preços do petróleo e recessões na economia norte-americana no período pós-guerra.

¹⁸ A derivação abaixo é baseada em Evans (1992).

onde ϵ_t é uma variável aleatória estacionária, $\beta(L)$ representa um operador de defasagens e w_t é uma variável aleatória não-correlacionada serialmente e com média zero. Em Prescott (1986a), ϵ_t equivale à medida de choque de produtividade.

Uma hipótese crucial aos primeiros modelos RBC é de que z_t é uma variável aleatória exógena. Assim, a distribuição de z_t não é alterada por mudanças em outras variáveis macroeconômicas, como aquelas relacionadas à política fiscal e à política monetária, por exemplo. Entretanto, caso z_t seja determinada endogenamente, então a omissão dessas variáveis macroeconômicas pode distorcer as estimativas de z_t , colocando em dúvida a hipótese citada acima.

Dada a especificação (2), temos que a exogeneidade de z_t requer que ϵ_t também seja uma variável aleatória exógena (embora, conforme dito anteriormente, a literatura RBC inicial não apresente uma posição clara a esse respeito).

A partir de (1) e (2), obtemos:

$$\epsilon_t = \Delta \log Y_t - \theta \Delta \log K_t - (1 - \theta) \Delta \log N_t - \mu$$

Dada uma estimativa desse impulso de produtividade agregado, ϵ_t , temos que a hipótese básica de exogeneidade dessa estimativa em modelos RBC torna-se uma hipótese refutável estatisticamente, podendo ser testada a partir de testes-padrão de Granger-causalidade. Adicionalmente, temos que esses testes permanecem válidos mesmo no caso de não termos disponíveis medidas de outros choques reais em nossa amostra. Por exemplo, no caso de considerarmos modelos RBC com dois choques reais, z_t e τ_t , geradores de flutuações na economia e supondo que τ_t possa ser descrito pelo processo

$$\log \tau_t = \rho \log \tau_{t-1} + v_t, \text{ com } |\rho| < 1 \tag{3}$$

e v_t sendo uma variável aleatória com média zero. As inovações v_t e w_t constituem, por hipótese, um vetor de processos *white-noise*, embora possam ser correlacionados contemporaneamente. Dada a especificação (2), valores passados de v não deveriam ajudar a prever ϵ_t , além dos valores passados dessa variável. Assim, o impulso de produtividade ϵ_t pode ser encarado como uma variável que não pode ser prevista com base em valores de outras variáveis, sejam elas reais ou nominais, bem como no caso de outros choques reais omitidos da análise (representados por v_t no caso). Uma forma de testar tal hipótese é a partir da seguinte especificação:

$$\varepsilon_t = \beta(L)\varepsilon_{t-1} + \alpha(L)x_{t-1} + w_t \quad (4)$$

onde $\alpha(L)$ e $\beta(L)$ representam polinômios de defasagens. De acordo com (2), x não deveria fornecer nenhum poder preditivo a ε . Um resultado que indique que $\alpha(L) \neq 0$ em (4) passa a ser suficiente para que rejeitemos a hipótese de que ε é estritamente exógeno.

Para obter a medida de impulso de produtividade, partimos do seguinte procedimento: regredimos valores das medidas de TFP em seus valores defasados em um período e uma constante. Os resíduos obtidos a partir de regressões desse tipo passam então a representar nossas séries de impulsos de produtividade.

Para checar a robustez dos resultados obtidos, chegamos a realizar testes de Granger-causalidade usando três séries alternativas de produtividade: as medidas de produtividade originais, as medidas de produtividade filtradas via H-P (ou seja, seus componentes cíclicos) e os impulsos de produtividade propriamente ditos. Em todos os casos, os resultados foram bastante parecidos entre si e decidimos reportar apenas aqueles resultados relacionados às medidas de “impulso” de produtividade, uma vez que estes são mais condizentes com a derivação exposta acima¹⁹. Adicionalmente, reportamos resultados dos testes envolvendo distintos números de defasagens (duas e quatro defasagens, basicamente), uma vez que os resultados desse tipo de teste podem ser sensíveis ao número de defasagens empregado nas estimações.

Uma vez que testes de Granger-causalidade envolvem a estimação de regressões via o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), consideramos ao longo das estimações apenas variáveis estacionárias. Assim, no caso de variáveis I(1), utilizamos as primeiras-diferenças dessas variáveis, enquanto que no caso de variáveis I(2), fizemos uso de segundas-diferenças. Logo, todas as variáveis consideradas nos testes estão expressas ou em primeiras ou em segundas-diferenças (basicamente, as variáveis M1 nominal e os índices de preços IGP-DI e IPCA)²⁰. A tabela 16 exhibe os resultados dos testes univariados.

¹⁹ Também foram realizados testes de Granger-causalidade envolvendo medidas de produtividade do trabalho e os resultados obtidos foram basicamente os mesmos que os resultados expostos acima, relacionados a medidas de TFP.

²⁰ Uma forma alternativa de se obter a estacionariedade das séries em questão equivale a “extrair” sua tendência, via o filtro H-P. Mesmo assim, aplicando testes para a presença de raízes unitárias sobre algumas das séries estacionarizadas por esse método, constatamos que nem todas elas são, de fato, estacionárias (conforme é o caso das séries de índices de preços). As séries de “impulsos” de produtividade, por sua vez, revelaram-se todas como estacionárias.

Tabela 16
Testes de Granger-Causalidade Univariados

Medida	Def.	Variável						
		MI	Selic	IGP-DI	IPCA	Gastos Governo	PNB (EUA)	Juros (EUA)
<i>TFPNAIVE</i>	2	.0000***	.0000***	.0000***	.0000***	.7182	.7188	.9146
<i>TFPNAIVE</i>	4	.0001***	.0000***	.0000***	.0000***	.4391	.5585	.9716
<i>TFPEE</i>	2	.0000***	.0000***	.0000***	.0001***	.4571	.9625	.6987
<i>TFPEE</i>	4	.0000***	.0002***	.0004***	.0004***	.5933	.5382	.9225
<i>TFPUCI</i>	2	.0754*	.6737	.9553	.9398	.388	.0897*	.5581
<i>TFPUCI</i>	4	.6868	.8048	.9649	.9508	.7936	.8404	.9148
<i>TFPCORR</i>	2	.08*	.591	.9388	.9046	.3906	.1157	.6108
<i>TFPCORR</i>	4	.6927	.8286	.9905	.9806	.8207	.7768	.8702

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período amostral: 1985:01/1999:03.

(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula do teste de Granger-Causalidade aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O resultado mais marcante dessa tabela diz respeito ao fato de que as medidas corrigidas de TFP (via UCI) praticamente não são Granger-causadas por outras variáveis (pelo menos ao nível de 5% de significância). Essa propriedade poderia ser um indicativo de que tais medidas refletem de forma mais acurada os choques tecnológicos incidentes sobre a economia, uma vez que não sofrem a influência de nenhuma outra variável macroeconômica dentre aquelas consideradas aqui.

Um resultado robusto a todas as medidas e especificações consideradas é que nenhuma medida é Granger-causada pelas medidas relacionadas ao setores governamental ou externo. Há duas possíveis interpretações para isto, no caso. Primeiro, pode ser que estas variáveis não exerçam, de fato, nenhuma precedência temporal sobre as variáveis consideradas. Segundo, como essas variáveis não parecem equivaler a *proxies* ideais aos nossos propósitos, pode ser que elas não captem, de fato, os efeitos de interesse aqui.

Outro resultado para o qual vale à pena chamarmos atenção diz respeito ao padrão razoavelmente parecido, em termos desses testes, das medidas *TFPNAIVE* e *TFPEE*. Tal semelhança pode ser um indicativo da importância da forma de correção de medidas de produtividade em termos de taxas de utilização dos fatores, com a correção feita via uso do consumo industrial de energia elétrica podendo não ser a mais adequada, pelo menos no caso brasileiro²¹.

A tabela 17, por sua vez, contém os resultados dos testes de Granger-causalidade multivariados. No caso desses testes, estimamos especificações multivariadas (VARs,

²¹ Conforme citado acima, o consumo industrial de energia elétrica pode vir a não constituir uma boa *proxy* para os serviços do capital quando a série em questão apresentar uma tendência. E este é exatamente o caso da série em nível, conforme exposto no Gráfico 1.

basicamente) envolvendo medidas de produtividade (mais uma vez, reportamos apenas resultados relacionados a “impulsos” de produtividade) e diversas combinações de outras variáveis macroeconômicas, denominadas “blocos”, na tabela (já que estamos realizando, no caso, um teste de “bloco-causalidade”). As variáveis dependentes nessas especificações equivalem a vetores contendo valores correntes e defasados de impulsos de produtividade. Os “blocos” considerados foram o seguintes:

- a) “Bloco Monetário”: composto pelo agregado monetário M1, pela taxa de juros Selic e pelo índice de preços IGP-DI²².
- b) “Bloco Monetário (sem inflação)”: composto pelas variáveis anteriores, exceto o índice de preços.
- c) “Bloco Externo”: composto pelo PNB e pela taxa de juros norte-americanos.
- d) “Bloco Total”: composto por todas as variáveis acima.

Um fato conhecido da estimação de VARs é que a inclusão de novas variáveis na estimação pode fazer com que se percam graus de liberdade rapidamente, com isto sendo verdadeiro especialmente no caso do último bloco, que inclui todas as variáveis. Assim, os resultados relacionados a esse último bloco devem ser vistos com cautela, servindo apenas para ilustrar um pouco melhor alguns dos pontos discutidos bem como fornecer um certo grau de robustez aos resultados de testes univariados.

²² Os resultados dos testes multivariados não mudam caso consideremos o índice IPCA no lugar do IGP-DI.

Tabela 17
Testes de Granger-Causalidade Multivariados

Medida	Def.	<i>H₀: Bloco de variáveis não Granger-cause medida de produtividade</i>			
		Bloco Total	Bloco Monetário	Bloco Monetário (sem inflação)	Bloco Externo
<i>TFPNAIVE</i>	2	.0001***	.0000***	.0000***	.9439
<i>TFPNAIVE</i>	4	.0055***	.0000***	.0000***	.895
<i>TFPEE</i>	2	.0000***	.0000***	.0000***	.9459
<i>TFPEE</i>	4	.0045***	.0000***	.0000***	.827
<i>TFPUCI</i>	2	.0353**	.0067***	.0083***	.2499
<i>TFPUCI</i>	4	.5477	.251	.1328*	.9789
<i>TFPCORR</i>	2	.0378**	.0073***	.0089***	.3021
<i>TFPCORR</i>	4	.6282	.3549	.1765	.9703

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Todas as variáveis estão em escala logarítmica, com os testes realizados equivalendo a estimações de modelos VAR envolvendo as primeiras-diferenças dos logaritmos. Dados de índices de preços (IGP-DI e IPCA), entretanto, estão expressos como segundas-diferenças. A variável dependente usada nos testes equivale, no caso, a uma medida de "impulso de produtividade" (ver detalhes de sua construção no texto).

(b) Blocos: "Monetário" (envolve variáveis M1, Selic e IGP-DI); "Monetário (sem inflação)" (envolve variáveis M1 e Selic); "Externo" (envolve variáveis PNB-EUA e Juros-EUA); "Total" (envolve todas as variáveis anteriores e ainda a variável Gastos do Governo).

(c) Período Amostral: 1985:01/1999:03, exceto pela variável "Gastos do Governo", cujo período amostral equivale a 1986:01/1999:03 (dados trimestrais).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula do teste de Granger-causalidade aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados dos testes multivariados reforçam, de certa forma, os resultados dos testes univariados, embora ocorram algumas diferenças, no caso. Mais uma vez, é possível constatar que todas as medidas de produtividade consideradas não são Granger-causadas pelas medidas que buscam captar choques externos na economia. Por outro lado, os demais blocos Granger-causam as medidas *TFPNAIVE* e *TFPEE*, conforme já ocorria no caso univariado. Os resultados já não são tão exatos quando consideradas as demais medidas de produtividade, que levam em conta correções via UCI. No caso de *TFPUCI*, os resultados dos testes variam de acordo com a defasagem considerada. Assim, enquanto essa medida não é Granger-causada pelos demais blocos a níveis de significância de 10% para especificações com quatro defasagens, ela passa a sê-lo no caso de especificações com duas defasagens. O mesmo padrão pode ser notado no caso da medida *TFPCORR*. Embora os resultados de testes de Granger-causalidade sejam sensíveis ao número de defasagens considerado, é possível notar que, mesmo nos casos onde a hipótese nula do teste (de não ocorrência de Granger-causalidade) é rejeitada, as probabilidades associadas são consideravelmente maiores no caso de medidas corrigidas via UCI do que o contrário. Este pode ser um indicativo de robustez do resultado de

“exogeneidade” (em um sentido amplo e incorreto do termo) dessas medidas, o que tende a corroborar sua superioridade como estimativas de produtividade, uma vez que elas atendem à propriedade de invariância de Hall²³.

3.3.2. Análise Multivariada

A literatura relacionada a Vetores Autoregressivos (“*Vector Autoregressions*”; VAR) cresceu exponencialmente desde o seu surgimento, nas décadas de 70 e 80 (Sims, 1972; 1980a,b). A grande vantagem dessa abordagem sobre a abordagem então predominante (*Cowles Commission*) estava relacionada a dois fatores, basicamente. Primeiro, a abordagem VAR não costumava valer-se de restrições *ad hoc* sobre os parâmetros a serem estimados, uma vez que considerava, a princípio, todas as variáveis do sistema como endógenas. Segundo, essa abordagem passou a mostrar-se nitidamente superior em relação à abordagem anterior em termos de previsão, o que acabou fazendo com que ela fosse amplamente adotada em Macroeconometria. Desde então, foram inúmeras as aplicações dessa metodologia na área, especialmente em análises relacionadas a questões de política monetária e fiscal. Uma deficiência dessa abordagem em seus primórdios, entretanto, é que a análise baseava-se fortemente em critérios estatísticos, com pouca ênfase em argumentos econômicos. Uma possível forma de se contornar essa limitação equivale a impor condições de identificação fundamentadas em argumentos do gênero, via estimação de modelos “estruturais” (“*structural vector autoregressions*”; SVAR), por exemplo. Outra forma equivale a conduzir uma análise de cointegração, que poderia ajudar a revelar as relações de curto e longo prazos entre as variáveis do sistema, especialmente a partir de testes de sobreidentificação. São estas as estratégias empíricas que perseguimos inicialmente nas seções abaixo²⁴.

²³ Foram consideradas ainda especificações envolvendo um bloco “monetário-fiscal”, contendo além das medidas monetárias citadas, a medida de gastos do governo empregada nos testes univariados. Os resultados relacionados a esse bloco são essencialmente os mesmos do bloco que envolve todas as variáveis macroeconômicas.

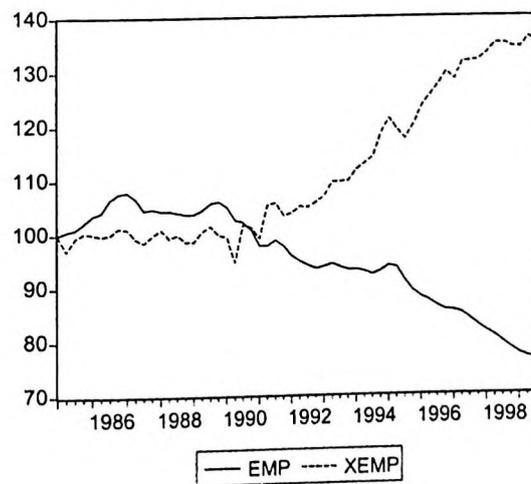
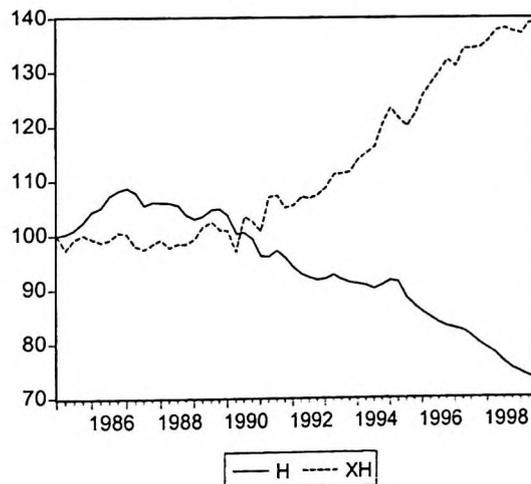
²⁴ Sims (1980b) é a referência clássica sobre o tema. Canova (1995) equivale a uma extensa resenha em termos de evolução histórica e aplicações recentes. Ver ainda Stock e Watson (2001), no caso de uma resenha sucinta. Para uma contextualização dos principais desenvolvimentos relacionados a condições de identificação em Macroeconometria, ver Favero (2001, cap.3).

3.3.2.1. Testes de Cointegração

Um primeiro passo relacionado à análise multivariada que conduziremos nesta seção equivale a testar a existência de cointegração entre as variáveis que pretendemos usar nos SVARs a serem estimados. Adicionalmente, ao longo desses testes, poderemos checar os critérios de adequação dos VARs estimados (necessários para um dos testes de cointegração considerados), como forma de buscar a especificação mais apropriada para as estimações a serem conduzidas abaixo.

No caso presente, estamos interessados em estimar VARs relacionando medidas de produtividade e do fator trabalho para o caso brasileiro. O gráfico 4 expõe as séries que serão utilizadas nessa análise multivariada.

Gráfico4
Variáveis do VAR



Fonte: Elaboração própria.

As variáveis H e EMP correspondem, respectivamente, aos índices de horas pagas e pessoal ocupado do IBGE, enquanto que XH e $XEMP$ denotam as medidas de produtividade (do trabalho) calculadas a partir de cada uma dessas medidas do fator trabalho. Essas séries, que originalmente correspondem a índices, foram normalizadas (com 1985:01=100), de modo que fosse facilitada a comparação de suas evoluções temporais, conforme exposto no gráfico acima. Basicamente, os padrões reportados são aqueles já descritos no início da seção de análise descritiva das variáveis: as medidas do fator trabalho mostram uma tendência declinante, enquanto que as medidas de produtividade exibem um claro padrão ascendente, em especial a partir do início da década de 90²⁵.

Em relação à escolha do número de defasagens a ser usado no VAR, consideramos cinco critérios de seleção comuns à literatura empírica. São eles: os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (H-Q), o critério de *Final Prediction Error* (FPE) e a estatística associada ao teste de razão de verossimilhança (teste LR), com correção de graus de liberdade para pequenas amostras. No caso dos dados considerados aqui, a maioria desses critérios apontou para especificações com poucas defasagens, em torno de uma ou duas, em geral. Como a literatura internacional considera, em geral, quatro defasagens em testes com dados trimestrais, decidimos estimar especificações usando, alternativamente, duas ou quatro defasagens²⁶.

Após estimar VARs relacionando as medidas do fator trabalho e as respectivas medidas de produtividade, partimos para a realização de testes de diagnóstico das especificações consideradas. Esses testes visam principalmente verificar se os resíduos obtidos a partir da estimação dos VARs considerados possuem certas propriedades (não-autocorrelação, homocedasticidade e normalidade). Foram usados cinco testes de diagnóstico: dois relacionados à eventual ocorrência de autocorrelação (testes *Portmanteau* e Multiplicador de Lagrange; LM), dois relacionados à heterocedasticidade (teste de White com e sem termos

²⁵ Sousa (2001) usa as mesmas variáveis, embora em frequência mensal. O padrão gráfico de suas séries é basicamente o mesmo que o descrito no gráfico acima.

²⁶ Outros estudos empíricos aplicados ao contexto brasileiro, utilizando dados trimestrais, já chegaram a conclusões semelhantes em termos da escolha ótima de defasagens dos VARs a serem estimados. Ver, por exemplo, Ornelas (1999). Uma provável explicação para essa destoaância de resultados, segundo o autor, está relacionada a um baixo grau de rigidez nominal e real da economia brasileira, o que explicaria seu rápido ajuste a choques em comparação a algumas economias mais desenvolvidas.

cruzados) e um relacionado à hipótese de normalidade (uma extensão multivariada do teste Jarque-Bera). As tabelas 18 e 19 expõem os resultados desses testes de diagnóstico²⁷:

Tabela 18
Testes de Diagnóstico dos Resíduos do VAR(2) estimado
com Horas e Produtividade

VAR(2)	Estatística	Prob.
Autocorrelação (Portmanteau)	43.984	.3066
Autocorrelação (Teste LM)	5.3552	.2528
Heterocedasticidade (White)	28.7432	.2299
Heterocedasticidade (White com termos cruzados)	50.6831	.1684
Normalidade (Jarque-Bera Multivariado)	3.814	.4318

Notas:

- (a) Período Amostral: 1985:01/1999:03.
- (b) Foram estimadas especificações dos VARs contendo uma constante e duas defasagens de cada variável.
- (c) Os valores reportados na última coluna da tabela equivalem às probabilidades associadas à hipótese nula de cada teste. No caso dos testes de autocorrelação, consideramos as probabilidades associadas à 12ª defasagem dos resíduos estimados. No caso dos demais testes, consideramos probabilidades associadas à hipótese nula conjunta de cada teste.

²⁷ Os resultados desses testes de diagnóstico permanecem inalterados no caso de especificações envolvendo quatro defasagens.

Tabela 19
Testes de Diagnóstico dos Resíduos do VAR(2)
estimado com Emprego e Produtividade

VAR(2)	Estatística	Prob.
Autocorrelação (Portmanteau)	44.442	.29
Autocorrelação (Teste LM)	4.676	.322
Heterocedasticidade (White)	27.585	.278
Heterocedasticidade (White com termos cruzados)	40.911	.519
Normalidade (Jarque-Bera Multivariado)	2.215	.696

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03.

(b) Foram estimadas especificações dos VARs contendo uma constante e duas defasagens de cada variável.

(c) Os valores reportados na última coluna da tabela equivalem às probabilidades associadas à hipótese nula de cada teste. No caso dos testes de autocorrelação, consideramos as probabilidades associadas à 12ª defasagem dos resíduos estimados. No caso dos demais testes, consideramos probabilidades associadas à hipótese nula conjunta de cada teste.

Conforme é possível notar, todos os testes de diagnóstico conduzidos apontam para uma boa adequação das especificações estimadas, não importando as variáveis (horas ou emprego) consideradas nas estimações.

Quanto aos testes de cointegração, decidimos usar duas metodologias distintas: a proposta por Engle e Granger (1987) e o método de Johansen (1988). Apesar da primeira metodologia ser reconhecida como nitidamente inferior em relação à segunda, sua aplicação pode ser útil por duas razões. Primeiro, apesar das críticas apontarem para problemas relacionados à questão de ordenação das variáveis quando da implementação do teste, o fato de termos apenas duas variáveis envolvidas faz com que tais críticas tenham um impacto reduzido no presente contexto. Isto porque uma vez que temos somente duas variáveis, há a possibilidade de realizarmos testes onde consideramos ordenações alternativas dessas variáveis. Em segundo lugar, o fato de utilizarmos duas metodologias distintas para testar cointegração entre as séries pode fornecer maior robustez aos resultados obtidos.

As tabelas 20 e 21 expõem os resultados do teste de Engle-Granger²⁸. Os valores críticos reportados nas tabelas equivalem aos valores tabulados por Engle e Yoo (1987). Como as

²⁸ Como esse teste equivale a um teste semelhante ao teste ADF (só que incidente sobre os resíduos da regressão de cointegração entre as variáveis), foram incluídas defasagens nas especificações estimadas para o teste, de modo que os (novos) resíduos daí resultantes equivalêssem a processos *white-noise*. De

estatísticas do teste CRADF ("Cointegrated Residuals ADF") são todas maiores em relação aos valores críticos reportados para amostras do tamanho considerado, os resultados desse teste de cointegração indicam que as séries de produtividade e fator trabalho não cointegram (qualquer que seja a medida empregada para representar o fator trabalho).

Tabela 20
Testes de Cointegração de Engle-Granger (Horas e Produtividade)

Regressão de Cointegração	Estatística CRADF	Val.Critico(95%)	Def.
$II_t = 170.42 - .68\lambda II_t$	-2.79***	-3.37	1
$\lambda II_t = 238.83 - 1.34II_t$	-2.94***	-3.37	1

Notas:

- (a) Valores críticos do teste são reportados em Engle e Yoo (1987).
 (b) Os termos II_t e λII_t correspondem às medidas usadas para representar o fator trabalho (horas, no caso) e produtividade do trabalho (razão produto-horas).
 (c) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 21
Testes de Cointegração de Engle-Granger (Emprego e Produtividade)

Regressão de Cointegração	Estatística CRADF	Val.Critico(95%)	Def.
$EMP_t = 167.02 - .65\lambda EMP_t$	-2.87***	-3.37	1
$\lambda EMP_t = 244.34 - 1.4EMP_t$	-3.04***	-3.37	1

Notas:

- (a) Valores críticos do teste são reportados em Engle e Yoo (1987).
 (b) Os termos N_t e λN_t correspondem às medidas usadas para representar o fator trabalho (emprego, no caso) e produtividade do trabalho (razão produto-emprego).
 (c) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados do teste de Johansen são expostos nas tabelas 22 e 23 abaixo, no caso de VARs com duas defasagens²⁹. No caso desse teste, consideramos duas especificações alternativas, uma contendo uma constante dentro e fora do vetor de cointegração (constante irrestrita) e outra contendo, adicionalmente, uma tendência dentro do vetor de cointegração. A razão para o teste ser feito com essas duas especificações está relacionada ao aspecto gráfico das séries: enquanto que a primeira especificação é tida como mais apropriada no caso de séries que aparentem ser do tipo DS ("difference-stationary"), a segunda especificação adequa-se ao caso onde uma das séries aparenta ser do tipo TS ("trend-stationary")³⁰. Embora ambas as séries aparentem pertencer à classe DS (conforme citado acima, na seção de testes de raiz unitária), a segunda especificação pode ser útil no sentido de fornecer maior robustez aos resultados desse teste específico.

qualquer forma, os resultados reportados são robustos a especificações com quatro defasagens ou com nenhuma defasagem, também.

²⁹ Os resultados básicos não mudam quando consideramos VARs com quatro defasagens.

³⁰ Ver, a esse respeito, o Manual do EViews (EViews, 1998, p.507-508).

Tabela 22
Testes de Cointegração de Johansen (Horas e Produtividade)

Hipót. Nula	Autovalores	λ_{trace}	Val.Critico(95%)	λ_{max}	Val.Critico(95%)	Ordem do VAR
Especificação com constante irrestrita						
$r = 0$.0883	6.996	15.41	5.174	14.07	2
$r <= 1$.032	1.822	3.76	1.822	3.76	2
Especificação com constante irrestrita e tendência dentro do vetor de cointegração						
$r = 0$.3497	27.457***	25.32	24.094***	18.96	2
$r <= 1$.0583	3.362	12.25	3.362	12.25	2

Notas:

(a) Valores críticos do teste são reportados em Osterwald-Lenum (1992).

(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 23
Testes de Cointegração de Johansen (Emprego e Produtividade)

Hipót. Nula	Autovalores	λ_{trace}	Val.Critico(95%)	λ_{max}	Val.Critico(95%)	Ordem do VAR
Especificação com constante irrestrita						
$r = 0$.1036	7.5023	15.41	6.1265	14.07	2
$r <= 1$.0243	1.3759	3.76	1.3759	3.76	2
Especificação com constante irrestrita e tendência dentro do vetor de cointegração						
$r = 0$.2915	22.8104	25.32	19.2964***	18.96	2
$r <= 1$.0608	3.514	12.25	3.514	12.25	2

Notas:

(a) Valores críticos do teste são reportados em Osterwald-Lenum (1992).

(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados do teste de cointegração de Johansen variam de acordo com a especificação considerada. Assim, no caso da especificação com constante irrestrita, os resultados apontam que as variáveis contidas nos dois VARs considerados não cointegram, uma vez que as estatísticas λ_{trace} e λ_{max} apresentam magnitudes inferiores aos valores críticos reportados, provenientes de Osterwald-Lenum (1992). No caso da especificação envolvendo uma tendência dentro do vetor de cointegração, essas estatísticas apontam para a existência de um vetor de cointegração, no caso do VAR envolvendo horas e produtividade, embora a evidência seja ambígua no caso do VAR envolvendo emprego e produtividade. Dados os resultados anteriores do teste de Engle-Granger e o fato de que ambas as séries parecem fazer parte da classe DS, decidimos por considerar que as séries em questão não cointegram³¹.

³¹ O fato das séries cointegrarem (ou não) não tem maiores consequências sobre as estimações dos SVARs conduzidas adiante. A propriedade de cointegração poderia ser interessante, no caso, no sentido de permitir uma exploração mais detalhada acerca das relações de curto e longo prazo das variáveis representando a produtividade e o fator trabalho. Embora esse empreendimento seja possível, escolhemos deliberadamente por não segui-lo aqui. Análises interessantes envolvendo técnicas de cointegração e também relacionadas, de certa forma, à adequação empírica de modelos RBC equivalem aos trabalhos de King *et al.* (1991) e Canova, Finn e Pagan (1994).

3.3.2.2. *Emprego, produtividade e ciclos: uma abordagem estrutural*

Blanchard e Quah (1989) propuseram um método alternativo de ortogonalização de resíduos em modelos VAR, baseado em pressupostos de teoria econômica. Em particular, consideram que choques de demanda não exercem um impacto de longo prazo sobre a taxa de crescimento do produto agregado, uma das variáveis contidas no VAR estimado por esses autores. Conseguem assim, estimar funções impulso-resposta e realizar uma análise de decomposição da variância, ambas relacionadas aos efeitos de choques de oferta e demanda sobre as variáveis produto e desemprego ao longo do período 1950:02/1987:04 (dados trimestrais)³².

Esse novo esquema de identificação apresenta uma vantagem básica sobre esquemas alternativos: além de impor restrições baseadas em teoria econômica, a interpretação das funções impulso-resposta estimadas é relativamente simples, não dependendo da ordenação das variáveis do sistema, conforme é o caso da decomposição de Cholesky, comum no caso de análises envolvendo VARs simples. Sua maior limitação, entretanto, diz respeito ao fato de que uma vez que as restrições impostas ao sistema devem ser, em geral, baseadas em teoria econômica, passa a ser difícil trabalhar com sistemas de grandes dimensões, já que quanto maior o número de restrições, maior deveria ser o número de argumentos intuitivos destinados a sustentá-las. Como não existem muitas hipóteses teóricas consensuais em Macroeconomia, a pesquisa relacionada ao tema limitou-se, na maior parte dos casos, a trabalhos envolvendo sistemas de dimensão reduzida³³.

Baseando-se no procedimento de Blanchard-Quah, Galí (1996b, 1999) elaborou um estudo onde estima um SVAR relacionando medidas de produtividade e do fator trabalho para a economia norte-americana ao longo do período 1948:01/1994:04. Segundo o autor, a motivação para esse estudo originou-se a partir do enigma da produtividade, comum a diversos modelos RBC.

³² Devido à restrição de espaço, não faremos aqui uma exposição da metodologia proposta por esses autores, uma vez que ela está se tornando cada vez mais comum na literatura macroeconômica dos últimos anos. Ver, a esse respeito, Hamilton (1994, cap.11) e Enders (1995, cap.5), além da referência original. Críticas a esquemas de identificação baseados nessa metodologia estão contidos em Cooley e Dwyer (1998).

³³ Na verdade, o número de restrições impostas no caso de modelos do gênero depende apenas da criatividade do pesquisador. Do mesmo modo, é possível trabalhar com restrições de curto e longo prazos simultaneamente. Para exemplos de outros estudos do gênero, ver Shapiro e Watson (1988) e Galí (1992, 1996a).

Uma outra vantagem relacionada ao uso do procedimento de Blanchard-Quah diz respeito ao fato de ser possível para o pesquisador realizar uma decomposição dessas séries em componentes “tecnológicos” e “não-tecnológicos” (de demanda, por exemplo)³⁴. É exatamente esse o *insight* básico de Galí: decompor as séries do fator trabalho e de produtividade nesses dois componentes, atentando, em especial, para a correlação entre elas. Nesse quesito, o autor chama atenção para a necessidade de se considerar coeficientes de correlação *condicionais*, ao contrário do procedimento padrão em modelos RBC (onde é feito uso de coeficientes incondicionais).

Conforme citado anteriormente, uma implicação básica de diversos modelos RBC é uma alta correlação positiva entre horas trabalhadas (ou emprego) e produtividade. Segundo Galí (1999, p.250), a intuição para esse resultado é a seguinte: choques tecnológicos geram deslocamentos na curva de demanda por trabalho da economia, que move-se ao longo de uma curva de oferta agregada de trabalho que permanece imóvel e apresenta uma declividade positiva, o que acaba gerando uma correlação horas-produtividade positiva.

A causa do enigma da produtividade está relacionada ao fato de que a evidência empírica para diversas economias reais (inclusive a brasileira) aponta para uma correlação negativa, nula ou, na melhor das hipóteses, positiva, porém de baixa magnitude. A solução usual encontrada na literatura RBC para lidar com esse enigma foi a elaboração de modelos que incorporassem outros choques adicionais como fontes geradoras de ciclos, conforme é o caso do modelo de Christiano e Eichenbaum (1992), por exemplo, que incorpora além de choques de produtividade, choques nos gastos do governo (vistos como choques de demanda, em última instância). Esses choques adicionais atuam no sentido de deslocar a curva de oferta de trabalho e, caso esses deslocamentos fossem superiores aos deslocamentos da curva de demanda, acabariam por explicar a ocorrência de valores estimados de baixa magnitude para a correlação citada³⁵. O ponto básico a ser retido, no caso, é o seguinte: embora a correlação incondicional entre horas e produtividade seja próxima de zero (para a economia norte-americana), é provável que as correlações condicionais, baseadas em choques tecnológicos e de demanda sejam diferentes de zero e atuem em direções contrárias entre si.

Adicionalmente, o autor elabora um modelo teórico destinado a explicar a evidência empírica relacionada à correlação horas/emprego-produtividade. Esse modelo parte de

³⁴ No que segue, empregamos o termo “choques de demanda” como uma referência genérica a todo tipo de choque que não seja tecnológico, conforme sugerido por Galí. No caso, esse autor coloca que os choques não-tecnológicos de seu modelo podem ser interpretados como choques de política monetária, por exemplo (Galí, 1999, p.250).

hipóteses nitidamente distintas daquelas usualmente encontradas em modelos RBC, já que é um modelo com competição monopolística, preços rígidos e esforço de trabalho variável, hipóteses associadas a modelos novo-keynesianos, em geral³⁶. Os resultados teóricos advindos desse modelo, além de explicarem a ocorrência de uma correlação (incondicional) nula entre horas e produtividade, também revertem as causas atribuídas aos distintos choques incidentes sobre a economia do modelo. Basicamente, o modelo implica em uma correlação negativa entre essas variáveis advinda de choques tecnológicos, ao mesmo tempo em que implica em uma correlação positiva advinda de choques de demanda. A intuição por detrás desse resultado é a seguinte, segundo o autor:

“In equilibrium, aggregate demand (...) is determined by the level of aggregate real balances. With sluggish price adjustment and limited monetary accommodation, the short-run response to a positive technology shock is associated with little or no change in the real money supply. Accordingly, the increase in aggregate demand (...) will fall short of the increase in multifactor productivity, inducing firms to decrease the quantity of labor employed. Hence, technology shocks will generate a negative correlation between employment and productivity. On the other hand, an increase in aggregate demand and output arising from a monetary expansion will be partly met by higher unobserved effort, in addition to higher ‘measured’ employment. If the response of effort is large enough, an increase in labor productivity will ensue. In that case monetary shocks will generate a positive comovement between employment and productivity” (Galí, 1996b, p.3).

Partindo de uma função de produção do tipo:

$$Y_t = AZ_t N_t^\alpha \quad (5)$$

o autor deriva as seguintes expressões de covariância entre as variáveis do modelo³⁷:

³⁵ Vale lembrar que, conforme citado antes, a evidência contida em Hansen e Wright (1992) demonstra que modelos que incluam outros choques além de choques de produtividade, embora apresentem um melhor ajuste em relação aos dados, não conseguem resolver o enigma da produtividade.

³⁶ Uma coletânea reunindo diversos artigos relacionados à Macroeconomia Novo-Keynesiana equivale aos volumes editados por Mankiw e Romer (1991a,b). Vale aqui a ressalva de que a agenda de pesquisa RBC nos últimos anos vem incorporando algumas dessas hipóteses em modelos do gênero, conforme evidencia o trabalho de Kanczuk (2003), por exemplo, onde o autor considera o efeito da hipótese de preços rígidos em um modelo RBC aplicado à economia brasileira.

³⁷ Devemos ressaltar neste ponto que existem diferenças entre as exposições contidas em Galí (1996b) e Galí (1999). No caso da primeira versão do artigo (Galí, 1996b), o autor inclui em sua exposição a importância de retornos crescentes de curto prazo do fator trabalho (SRIRL), tema comum à literatura de produtividade (ver Gordon, 1992; Basu e Fernald, 1998; Burnside, Eichenbaum e Rebelo, 1995), embora não faça o mesmo na ocasião de publicação desse trabalho (Galí, 1999). Optamos por seguir a abordagem da primeira referência citada, embora não nos determos em expor detalhes da derivação do modelo do

$$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta n_t) = \frac{2s_m^2 + (1-\gamma)(1-2\gamma)s_z^2}{\varphi} \quad (6)$$

$$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta x_t) = \frac{2(\varphi-1)s_m^2 + (\gamma + \varphi - 1)s_z^2}{\varphi}$$

$$\text{cov}(\Delta n_t, \Delta x_t) = \frac{2(\varphi-1)s_m^2}{\varphi^2} - \frac{(1-\gamma)[(2-\varphi) + 2\gamma(\varphi-1)]s_z^2}{\varphi^2}$$

No caso, os termos s_m^2 e s_z^2 representam as variâncias de choques de demanda e tecnológico, respectivamente, ao passo que γ e φ são parâmetros do modelo, com o primeiro representando a resposta da autoridade monetária da economia a choques tecnológicos (ou o grau de acomodação monetária³⁸) e o segundo representando a elasticidade do produto em relação ao fator trabalho. Δy_t , Δn_t e Δx_t representam as taxas de crescimento (primeiras-diferenças dos logaritmos naturais) do produto, do fator trabalho e da produtividade (do trabalho), respectivamente.

Conforme podemos notar a partir da inspeção das expressões acima, os sinais das covariâncias expostas dependerão das magnitudes dos parâmetros γ e φ . Assim, caso $\gamma \in [0, \frac{1}{2})$, o modelo prevê uma covariância produto-trabalho positiva, ou seja, o fator trabalho é pró-cíclico, o que vai de acordo com um fato estilizado fundamental dos ciclos de negócios. Do mesmo modo, caso $\varphi > 1$, a produtividade também será pró-cíclica, outro fato estilizado importante³⁹. Quanto a correlação trabalho-produtividade, o sinal desta dependerá das magnitudes dos parâmetros do modelo, bem como da importância relativa dos diferentes choques (capturada pelas variâncias s_m^2 e s_z^2). Uma maneira mais fácil de enxergar essas interações é dividindo essa expressão em seus componentes “tecnológico” e “de demanda”, ou seja, segmentando a expressão da covariância acima em expressões de covariâncias condicionais. As expressões abaixo:

autor, focando-nos mais nos principais resultados qualitativos, dados nossos objetivos presentes. Uma exposição detalhada pode ser encontrada em Sousa (2001), além das referências originais citadas.

³⁸ Esta hipótese do modelo é, no mínimo, questionável, uma vez que choques desse tipo costumam ser tidos como não-observáveis. Outra hipótese problemática do modelo de Galí é que o nível de esforço dos trabalhadores da economia, embora tido como não-observável para o econometrista – e assim constituindo uma fonte potencial de erro de mensuração da produtividade – é tido como observável pelas firmas (Galí, 1996b, p.7).

³⁹ A última condição ($\varphi > 1$) equivale à condição de SRIRL, uma condição testável empiricamente no presente contexto, conforme será visto adiante.

$$\text{cov}(\Delta n_t, \Delta x_t / z) = -\frac{(1-\gamma)[(2-\varphi) + 2\gamma(\varphi-1)]s_z^2}{\varphi^2}$$

(7)

$$\text{cov}(\Delta n_t, \Delta x_t / m) = \frac{2(\varphi-1)s_m^2}{\varphi^2}$$

denotam as covariâncias condicionais entre medidas do fator trabalho e de produtividade. Essas expressões representam as covariâncias entre as variáveis na situação onde os únicos choques incidentes sobre a economia são choques tecnológicos (representados por z) ou de demanda (representados por m). No caso, se $\gamma \in [0,1)$ e $\varphi \in (1,2)$, temos que $\text{cov}(\Delta n_t, \Delta x_t / z) < 0$ e $\text{cov}(\Delta n_t, \Delta x_t / m) > 0$. A metodologia empregada por Galí (1996b, 1999) permite testar essas previsões, bem como a magnitude de um dos parâmetros do modelo, φ , que mede a elasticidade do produto em relação ao fator trabalho e, em última instância, a ocorrência de retornos crescentes de curto prazo para esse fator.

3.3.2.2.1. Identificação

São em número de três as hipóteses necessárias à identificação do modelo SVAR a ser estimado. Essas hipóteses são as seguintes (Galí, 1999, p.255-256):

Hipótese 1: o produto agregado da economia é determinado de acordo com uma função de produção homogênea de grau um e estritamente côncava:

$$Y_t = F(K_t, Z_t, L_t), \quad (8)$$

com Y representando o nível de produto agregado e K e L representando os serviços (efetivos) dos fatores capital e trabalho, respectivamente⁴⁰. A variável Z representa um parâmetro tecnológico exógeno que possui uma raiz unitária, por hipótese.

Hipótese 2: a razão capital-trabalho (medida em unidades efetivas) $K_t/Z_t L_t$, segue um processo estocástico estacionário.

⁴⁰ A vantagem de considerarmos os serviços efetivos dos fatores de produção diz respeito ao fato do modelo poder contemplar a possibilidade de variações não-observadas nas taxas de utilização dos fatores, um aspecto importante da literatura recente de ciclos e produtividade, conforme citado anteriormente.

Hipótese 3: o fator trabalho (efetivo) equivale a uma função homogênea de grau um que depende das variáveis horas (N) e esforço (U):

$$L_t = g(N_t, U_t), \quad (9)$$

com o esforço por hora U/N , seguindo um processo estocástico estacionário. A partir dessa última hipótese é possível derivarmos a seguinte expressão:

$$x_t = z_t + \zeta_t \quad (10)$$

Esta última expressão implica que apenas mudanças permanentes no componente estocástico do parâmetro tecnológico (z) podem representar a fonte de existência de uma raiz unitária na produtividade. Ou seja, apenas choques tecnológicos podem exercer um efeito permanente sobre o nível de produtividade (apesar de choques de outra natureza poderem exercer efeitos temporários).

Vale notar que a restrição decorrente da última hipótese de identificação adotada tem implicações distintas da restrição imposta no estudo original de Blanchard e Quah (1989). Assim, enquanto esses autores impõem uma restrição onde choques de demanda não exercem qualquer impacto de longo prazo sobre o produto, o mesmo não ocorre no caso do esquema de identificação de Galí, onde tanto choques de demanda quanto choques tecnológicos podem ter efeitos de longo prazo sobre as variáveis produto e horas trabalhadas (Galí, 1999, p.256). Este fato qualifica a hipótese de identificação aqui adotada como mais abrangente do que a hipótese de identificação original de Blanchard e Quah.

A especificação empregada em Galí (1996b, 1999) e que será seguida aqui é a seguinte:

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta n_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C^{11}(L) & C^{12}(L) \\ C^{21}(L) & C^{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^z \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \equiv C(L)\varepsilon_t$$

Basicamente, essa especificação interpreta variações ocorridas nas variáveis produtividade e horas/emprego como oriundas de dois tipos de choque: choques tecnológicos e de demanda – denotados pelas sequências $\{\varepsilon_t^z\}$ e $\{\varepsilon_t^m\}$, respectivamente – tidos como ortogonais entre si. Além disso, a restrição baseada em princípios teóricos que permite a

estimação do sistema SVAR considerado equivale à hipótese de que choques de demanda não exercem efeitos permanentes sobre a variável produtividade, ou em termos da notação descrita acima, que $C_{1z}(1) = 0$, com a matriz de multiplicadores de longo prazo, $C(1)$ sendo uma matriz triangular-inferior.

A partir de estimativas dos coeficientes de $C(L)$, podemos obter funções impulso-resposta, bem como derivar as correlações condicionais entre medidas do fator trabalho e de produtividade a partir da seguinte fórmula:

$$\rho(\Delta x_t, \Delta n_t / i) = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} C_j^1 C_j^2}{\sqrt{\text{var}(\Delta x_t / i) \text{var}(\Delta n_t / i)}} \quad (11)$$

com $i = z, m$ e $\text{var}(\Delta x_t / i) = \sum_{j=0}^{\infty} (C_j^1)^2$ e $\text{var}(\Delta n_t / i) = \sum_{j=0}^{\infty} (C_j^2)^2$ representando as variâncias condicionais das variáveis produtividade e fator trabalho, respectivamente.

3.3.2.2.2. Resultados

A estratégia empírica a ser seguida aqui pode ser dividida em duas etapas, que são as seguintes:

- a) Estimação de um modelo VAR em forma reduzida, levando-se em conta questões de especificação relevantes (número de defasagens e critérios de adequação do VAR, basicamente).
- b) Estimação de um modelo SVAR a partir do VAR estimado na etapa anterior, via imposição de restrições de longo prazo que garantam que a condição de identificação seja obedecida. A partir dessas estimativas, poderemos obter então as funções impulso-resposta (FIRs) e correlações condicionais associadas.

A primeira etapa dessa estratégia já foi realizada acima, quando tratamos de testes de cointegração entre as séries de produtividade e do fator trabalho. A partir dos resultados obtidos em termos de escolha do número ótimo de defasagens, concluímos que o ideal seria trabalhar com sistemas parcimoniosos, com duas defasagens, no caso. Como a maior parte da literatura relacionada ao tema lida com especificações com quatro defasagens, decidimos também reportar, no caso das estimações iniciais, resultados de especificações desse tipo. Os critérios

de adequação dos VARs estimados demonstram que, no caso de especificações envolvendo duas ou quatro defasagens, os resíduos obtidos são homocedásticos, não-autocorrelacionados e seguem a distribuição Normal, o que permite trabalharmos com essas duas possibilidades⁴¹. Para estimar os SVARs em questão, usamos dados filtrados de duas maneiras distintas: pelo filtro de primeiras-diferenças ($\Delta = I - L$, onde L equivale ao operador de defasagens), comum em estudos econométricos aplicados e pelo filtro H-P.

A motivação para o uso do segundo filtro (também usado por Galí) é fornecer maior robustez aos resultados, uma vez que seu uso pode demonstrar que a forma como a estacionariedade das séries usadas nos VARs é obtida não afeta os principais resultados. Além disso, o uso desse filtro permite uma comparação explícita com a grande maioria dos estudos RBC, que costumam usar dados filtrados dessa maneira para verificar a adequação empírica de modelos teóricos⁴². A tabela 24 contém os resultados dos SVARs estimados envolvendo especificações com duas e quatro defasagens, bem como medidas alternativas do fator trabalho (horas ou emprego):

⁴¹ Também tentamos trabalhar com dados mensais e anuais, além dos dados trimestrais considerados. No primeiro caso, os resultados tendem a dar pouco intuitivos em termos de correlações condicionais estimadas, ao mesmo tempo em que superestimam consideravelmente as estimativas de SRIRL obtidas a partir de dados trimestrais (esse último problema também ocorre no caso do trabalho de Sousa (2001)). No segundo caso, o problema básico diz respeito à pouca abrangência de dados anuais, o que torna os resultados obtidos bastante frágeis em termos de robustez. Assim sendo, decidimos trabalhar apenas com dados trimestrais, cuja vantagem básica equivale ao fato desta ser a frequência condizente com estudos relacionados a frequências cíclicas.

⁴² Uma qualificação deve ser feita em relação ao uso desse filtro nas estimações abaixo. No caso, estamos conscientes dos problemas associados ao seu uso, especialmente na possibilidade de tal filtro gerar movimentos cíclicos espúrios em séries que originalmente não apresentam ciclos, conforme ressaltado por Cogley e Nason (1995). Ainda assim, o caráter desse exercício é fornecer alguma robustez em termos de sinais dos coeficientes estimados. Decidimos não reportar resultados relacionados a variáveis filtradas dessa maneira, uma vez que os sinais obtidos confirmam nossos resultados básicos relacionados a filtros em primeiras-diferenças.

Tabela 24
Correlações Estimadas entre Medidas do Fator Trabalho e Produtividade,
Indústria Brasileira

Duas Defasagens			
	Incondicional	Condicional	
Horas		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.29** (.18)	-.88** (.36)	.61** (.08)
Emprego		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.25** (.15)	-.5 (.4)	.57*** (.09)
Quatro Defasagens			
	Incondicional	Condicional	
Horas		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.29* (.18)	-.72* (.49)	.62** (.13)
Emprego		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.25** (.15)	-.16 (.44)	.55*** (.16)
Gali (1999)		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.26** (.08)	-.82** (.12)	.26** (.12)

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03.

(b) Correlações estimadas a partir de modelos SVAR envolvendo medidas de produtividade e do fator trabalho, com especificações envolvendo duas (ou quatro) defasagens e um termo constante.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto). Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

O que podemos notar a partir desses resultados é que os coeficientes estimados, em geral, vão de acordo com as previsões do modelo teórico de Galí (1999). As correlações fator trabalho-produtividade incondicionais são significativas no caso de ambas as medidas consideradas, estando na faixa de .25 a .3, fato condizente com a evidência relacionada ao caso brasileiro (ver Ellery, Gomes e Sachsida, 2002, p.295, Tabela 5). Em termos de correlações condicionais, podemos observar que o componente de demanda é significativo no caso das duas medidas, com os coeficientes estimados estando em torno de .6. A evidência não é tão clara, entretanto, quando consideramos o componente tecnológico. Esse componente só é estatisticamente significativo no caso da medida de horas, deixando de sê-lo quando consideramos a medida de emprego (embora presente o sinal esperado). Adicionalmente, a tabela 24 expõe os resultados no caso da especificação que emprega quatro defasagens. A título de comparação, expomos os resultados obtidos por Galí (1999, p.259) para a economia norte-americana usando uma especificação semelhante⁴³.

⁴³ Todos os resultados reportados para o caso norte-americano foram replicados a partir da base de dados original de Galí (1996b, 1999).

Qualitativamente, os coeficientes estimados estão, mais uma vez, de acordo com as previsões do modelo de Galí. O componente de demanda continua na mesma faixa de valores de antes, o que confirma a robustez desse resultado. O componente tecnológico, por sua vez, além de continuar não sendo estatisticamente significativo no caso da medida de emprego, também deixa de ser significativo ao nível de 5% (embora não ao nível de 10%), no caso da medida de horas. Ao mesmo tempo em que esses resultados podem fornecer maior robustez em algum sentido, também devem ser vistos com cautela, uma vez que os critérios de seleção de defasagens dos VARs estimados tendem a apontar para especificações parcimoniosas, o que, aliado ao tamanho reduzido da amostra presente, pode colocar em dúvida alguns dos resultados obtidos. Da comparação com os resultados obtidos originalmente por Galí, notamos que, no caso do setor industrial brasileiro, a correlação (incondicional) trabalho-productividade tem a mesma magnitude que a correlação estimada para a economia norte-americana, embora com sinal contrário. Em termos de correlações condicionais, o componente tecnológico estimado tende a ser, em geral, de menor magnitude do que o coeficiente correspondente ao caso norte-americano, enquanto que o componente de demanda tende a ser cerca de duas vezes superior.

Os gráficos 5 e 6 exibem diagramas de dispersão com as medidas de produtividade e do fator trabalho, tanto em primeiras-diferenças quanto filtradas via o filtro H-P, no caso das medidas de horas e emprego do IBGE. Os padrões gráficos exibidos confirmam os resultados da estimação do SVAR considerado, uma vez que os diagramas para os componentes tecnológicos tendem a apresentar um padrão negativo de correlação entre produtividade e fator trabalho, enquanto que os diagramas para os componentes de demanda tendem a apresentar um padrão (levemente) positivo.

Gráfico 5
Diagramas de Dispersão (Horas vs. Produtividade)

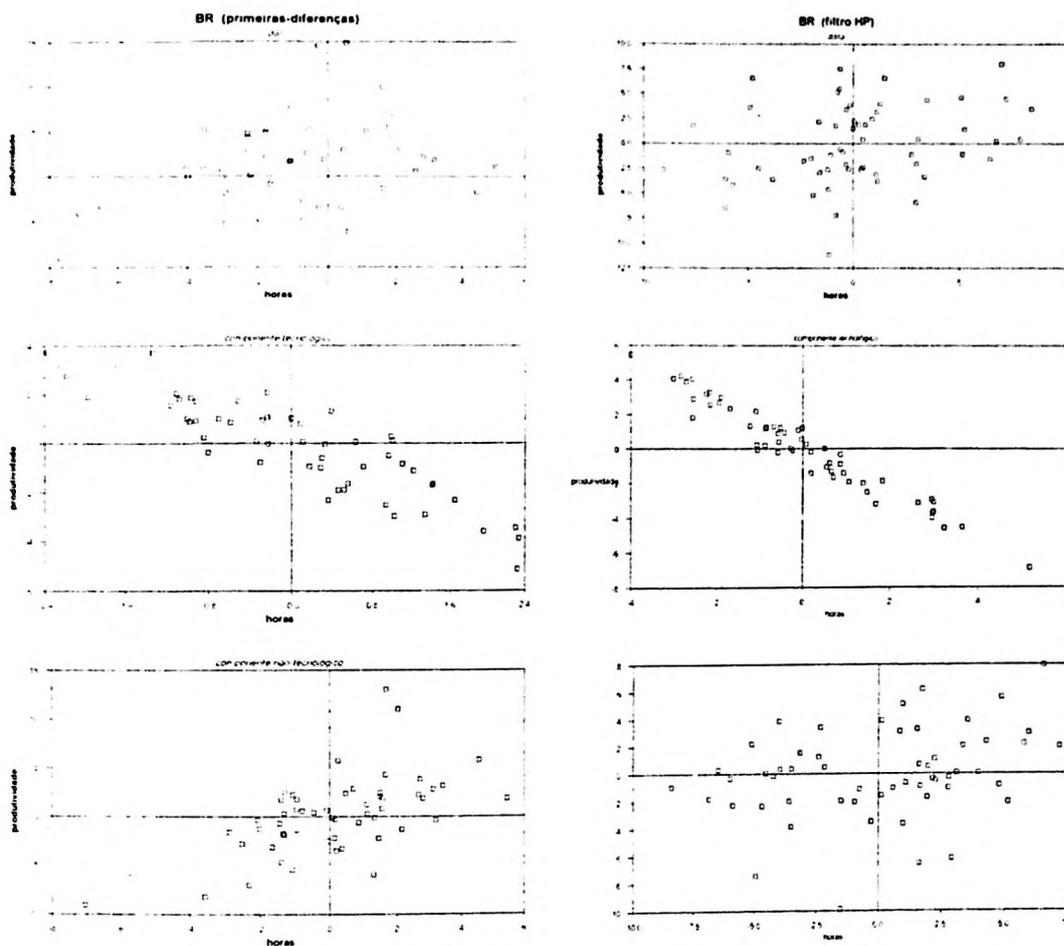
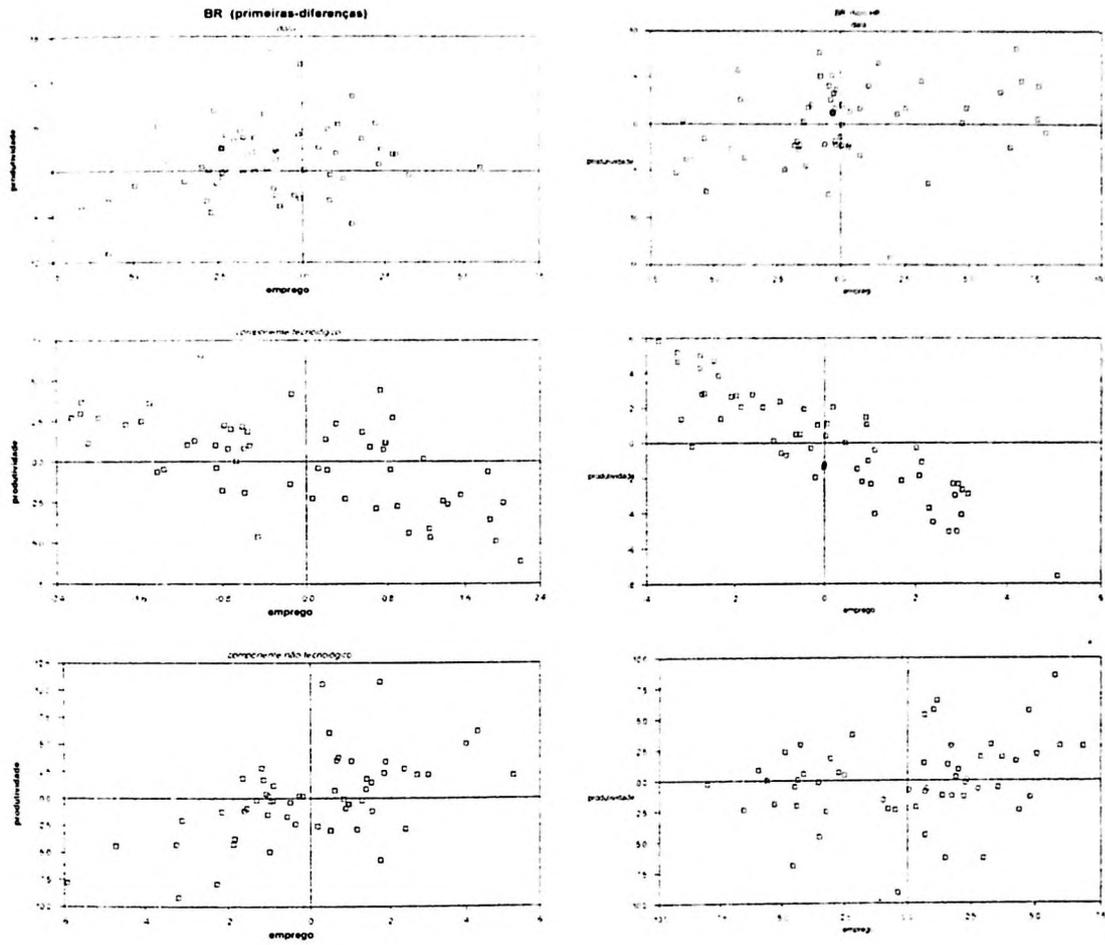


Gráfico 6
Diagramas de Dispersão (Emprego vs. Produtividade)



Nos Gráficos 7 e 8, expomos as FIRs estimadas para as variáveis horas e emprego, respectivamente, levando em consideração um horizonte de tempo de 12 trimestres (três anos), bem como os intervalos de confiança associados. Os gráficos da primeira coluna exibem os efeitos de um choque tecnológico sobre as variáveis produtividade, produto (industrial) e fator trabalho (horas ou emprego), enquanto que gráficos da segunda coluna exibem os efeitos de um choque não-tecnológico (ou de demanda, em termos genéricos). Os erros-padrão para as estimativas dos coeficientes de correlação e os intervalos de confiança para as FIRs foram obtidos através de um procedimento de Monte Carlo, onde foram criadas amostras a partir da distribuição assintótica dos coeficientes dos VARs estimados e da matriz de covariância das inovações. Os erros-padrão reportados correspondem aos desvios-padrão de cada estatística a partir de simulações com 500 repetições⁴⁴.

Neste caso, também é possível confirmar os padrões reportados por Galí (1999), embora as magnitudes estimadas sejam nitidamente superiores no caso brasileiro, o que apenas confirma a alta volatilidade da economia nacional em comparação a outras economias.

No caso de um choque tecnológico positivo, a produtividade é afetada permanentemente, alcançando um nível de equilíbrio nitidamente superior em relação a seu nível original. Isto pode ser explicado a partir da constatação de que as medidas do fator trabalho consideradas apresentam um declínio persistente, inclusive mais acentuado do que aquele reportado originalmente por Galí (1999, p.261), ao passo que a medida de produto empregada sofre apenas um pequeno aumento em relação ao seu nível de equilíbrio.

No caso de um choque positivo de demanda, a produtividade, embora convirja para zero após alguns períodos (por construção), apresenta oscilações no curto prazo, um fato favorável à hipótese de medidas de produtividade serem afetadas por choques de demanda no curto prazo⁴⁵. As medidas de produto e do fator trabalho, por sua vez, alcançam níveis de equilíbrio permanentemente superiores, apesar de exibirem alguma oscilação no curto prazo. Estes resultados tendem a confirmar a ocorrência do enigma da produtividade no Brasil, bem como a inadequação de algumas das previsões advindas de modelos RBC. Um problema básico relacionado a essas estimativas diz respeito à grande incerteza amostral associada a elas⁴⁶.

⁴⁴ Para maiores detalhes a esse respeito, ver Galí (1999, p.258) e Davidson e Mackinnon (1993, cap.21).

⁴⁵ Embora esse argumento faça referência, em geral, a uma medida como a produtividade total dos fatores (resíduo de Solow) e não à produtividade do trabalho, Otto (1999, p.144) obtém um resultado semelhante para a Austrália, usando uma medida de TFP.

⁴⁶ Na verdade, este é um problema que já ocorria no caso da análise de Galí (1999), conforme ressaltado por Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

Gráfico 7
Funções Impulso-Resposta (Horas)

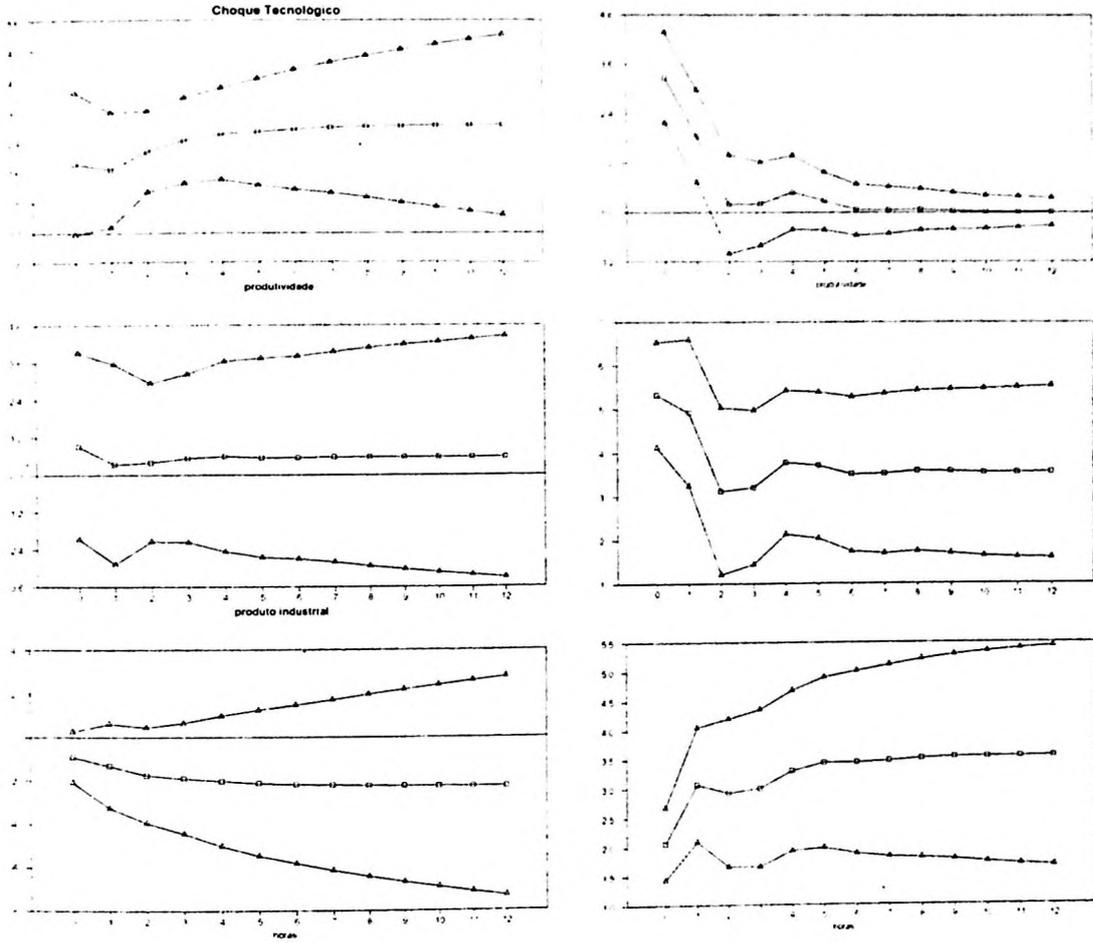
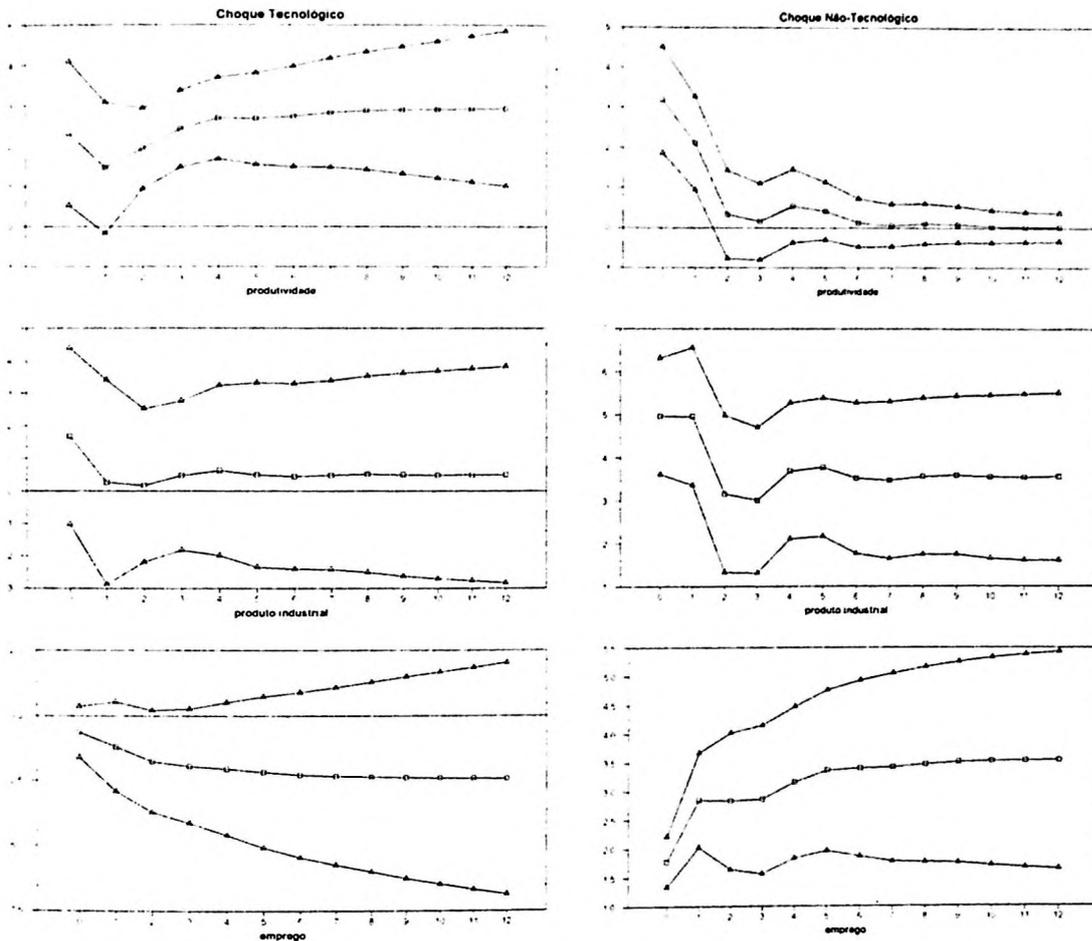


Gráfico 8
Funções Impulso-Resposta (Emprego)



Um outro exercício interessante a ser conduzido aqui é o seguinte: testar a ocorrência do fenômeno de SRIRL para o Brasil. No caso, podemos estimar a seguinte especificação:

$$\Delta v_t = \delta + \varphi \Delta n_t + u_t,$$

onde $u_t \equiv \Delta z_t - \delta$ e $\delta \equiv E(\Delta z_t)$. Dada a forma da especificação acima (que nada mais é do que uma forma reduzida da função de produção (5)), φ capta, além da elasticidade do produto em relação ao fator trabalho, o efeito de variações (não-mensuráveis) de esforço que acompanham movimentos do fator trabalho em equilíbrio.

Um problema inicial relacionado à estimação dessa forma reduzida da função de produção é a possível correlação entre o termo de erro Δz_t e o regressor Δn_t , bem como a possibilidade de ocorrência de correlação serial em Δz_t . No caso de estimarmos essa especificação via MQO, as estimativas de φ obtidas provavelmente serão superestimadas, uma vez que o termo de erro pode apresentar uma correlação positiva com o regressor. Caso essa correlação seja negativa, as estimativas obtidas serão viesadas para baixo. Estes problemas potenciais, por si só, já comprometeriam uma estimação eficiente da especificação acima. Uma possível saída, neste caso, seria usarmos variáveis instrumentais para tentar corrigir esse problema⁴⁷. Entretanto, Galí (1996b, p.25) coloca que um instrumento ideal para essa estimação já é originado a partir do modelo SVAR. Dada a validade da condição de identificação do modelo SVAR, o componente de demanda relativo ao fator trabalho (Δn_t^m) é ortogonal ao componente tecnológico (Δz_t) para todos os horizontes de tempo considerados, o que torna possível uma estimação eficiente da especificação

$$\Delta y_t = \delta + \varphi \Delta n_t^m + u_t^*,$$

onde $u_t^* \equiv \varphi \Delta n_t^m + \Delta z_t - \delta$ equivale a uma seqüência representando o componente de demanda de variações do fator trabalho gerado a partir da decomposição proveniente da estimação do SVAR. Ou seja, como coloca o autor: "(...) *the structural VAR exercise is used to generate an 'artificial' variable which is, by construction, an appropriate instrument for employment variations in a production function regression*" (Galí, 1996b, p.26). Assim sendo, decidimos estimar especificações desse tipo, procurando verificar a possível ocorrência do fenômeno de SRIRL para a amostra em questão.

Mais uma vez, de modo a facilitar a comparação com os resultados de Galí (1996b), reportamos resultados que consideram estimações do modelo SVAR com duas e quatro defasagens, conforme contidos na tabela 25 abaixo:

⁴⁷ O uso de variáveis instrumentais nesse contexto equivale ao procedimento comum no caso da literatura empírica de produtividade, embora haja um amplo debate sobre a qualidade dos instrumentos geralmente empregados desde a abordagem seminal de Hall (1988, 1990). Ver, em especial, Gordon (1992), Burnside (1996) e Basu (1997).

Tabela 25
Estimativas de SRIRL para a indústria brasileira

Duas Defasagens		
Horas	MQO	SVAR
φ	1.50**	2.06**
s.e.	(.29)	(.19)
Emprego	MQO	SVAR
φ	1.50***	2.11***
s.e.	(.29)	(.22)
Quatro Defasagens		
Horas	MQO	SVAR
φ	1.51**	1.97**
s.e.	(.29)	(.20)
Emprego	MQO	SVAR
φ	1.50***	1.84***
s.e.	(.29)	(.28)
Gali (1996b)	MQO	SVAR
φ	.79**	1.16**
s.e.	(.05)	(.05)

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03

(b) Coeficientes estimados a partir de especificações envolvendo, além de um termo constante, um dos seguintes regressores: a taxa de crescimento do fator trabalho (MQO) ou o componente de demanda extraído a partir do modelo SVAR estimado.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados para o caso brasileiro tendem a ser bastante similares em termos desses coeficientes estimados. Assim, no caso das estimativas (viesadas) obtidas por MQO, esses coeficientes são todos superiores à unidade, ficando em torno de 1.5. As estimativas obtidas a partir do componente não-tecnológico do fator trabalho são maiores ainda, estando em uma faixa entre 1.8 e 2, o que demonstra que o viés que ocorre no caso de estimações feitas via MQO é provavelmente um viés para baixo. Os resultados obtidos confirmam a ocorrência de SRIRL para as amostras consideradas na análise, embora os valores no caso brasileiro sejam nitidamente superiores aos valores estimados para a economia norte-americana. Ainda assim, esses valores estão de acordo com parte dos resultados obtidos por Galí (1996b) a nível

internacional. No caso, os resultados obtidos para o Brasil são similares aos resultados obtidos para a Alemanha e França (Galí, 1996b, Tabela 6)⁴⁸.

Um exercício final, contido em Galí (1999) e que vale à pena ser seguido no caso presente é o seguinte: checar se os movimentos do fator trabalho e do produto coincidem ao longo do ciclo. Valendo-se da decomposição realizada ao longo da estimação do modelo SVAR, esse autor exhibe, em um mesmo gráfico, os componentes tecnológico e de demanda das medidas do fator trabalho e do produto relacionadas à economia norte-americana (ambos filtrados através do procedimento H-P, de modo a enfatizar os componentes cíclicos das séries). Seus resultados exibem um padrão onde ocorre uma correlação consideravelmente maior no caso do componente de demanda do que no caso do componente tecnológico (Galí, 1999, p.268, figura 6). Adicionalmente, as contrações exibidas por essas variáveis, no caso dos componentes de demanda, coincidem com as datas de todas as recessões do período pós-guerra nos Estados Unidos, datadas de acordo com a cronologia do NBER. Este resultado demonstra, de certo modo, a inadequação de modelos RBC em termos de seu poder explicativo das flutuações cíclicas, uma vez que esses modelos, a partir do exercício citado, não são capazes de replicar um dos mais importantes fatos estilizados dos ciclos de negócios.

No caso brasileiro, não existe uma fonte que elabore uma cronologia dos ciclos ocorridos no país, o que poderia dificultar, a princípio, a execução de um exercício dessa espécie. Ainda assim, já ocorreram tentativas nesse sentido. Chauvet (2002) representa a mais recente. Decidimos, a princípio, usar duas das metodologias propostas por essa autora para datar ciclos de negócios (de frequência trimestral) no Brasil. No caso, usamos tanto as estimativas obtidas via "probabilidades suavizadas" ("*smoothed probabilities*") quanto via a "regra-de-bolso" de se considerar dois períodos consecutivos de declínio do produto como uma recessão. Os resultados obtidos, embora similares, são melhores quando do uso da última regra, sendo os únicos reportados aqui. A cronologia empregada está expressa na tabela 26:

⁴⁸ Sousa (2001), trabalhando com dados mensais, reporta coeficientes estimados com magnitudes superiores a essas, entre 1.3 e 2.73. É provável que os valores estimados apresentem essas magnitudes relativamente altas devido ao fato de estarmos lidando com dados industriais. Investigações detalhadas a esse respeito e que envolvam dados agregados poderão representar um tema de pesquisa interessante no futuro.

Tabela 26
Cronologia Trimestral dos Ciclos Brasileiros de
acordo com Chauvet (2002)

Metodologia			
"Probabilidades Suavizadas"		"Dois Declínios Consecutivos"	
"Pico"	"Vale"	"Pico"	"Vale"
1981:01	1981:04	1981:01	1981:04
1982:04	1983:01	1982:03	1983:01
1987:02	1987:03	1987:02	1987:03
1988:02	1988:04	1988:02	1988:04
1990:01	1991:01	1989:04	1991:01
1991:04	1992:02	1991:04	1992:03
1995:02	1995:03	1995:02	1995:03
1998:01	1998:04	1998:01	1998:04

Fonte: Chauvet (2002, p.95, Tabela 5).

Os Gráficos 9 e 10 exibem os resultados desse experimento no caso das variáveis horas e emprego do IBGE (dados filtrados via H-P).

Gráfico 9
Horas e Produto ao longo do ciclo

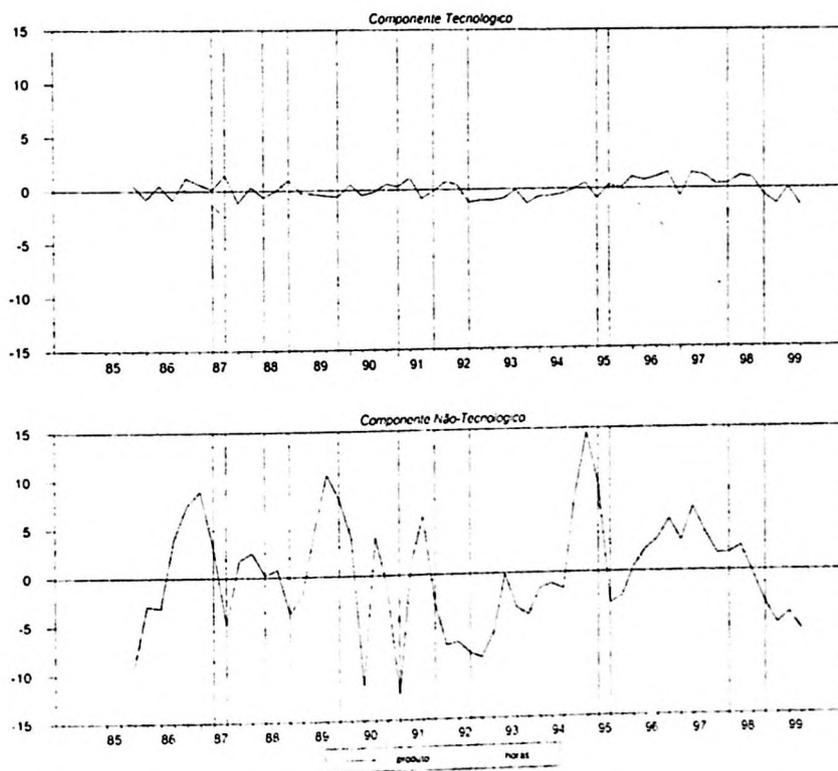
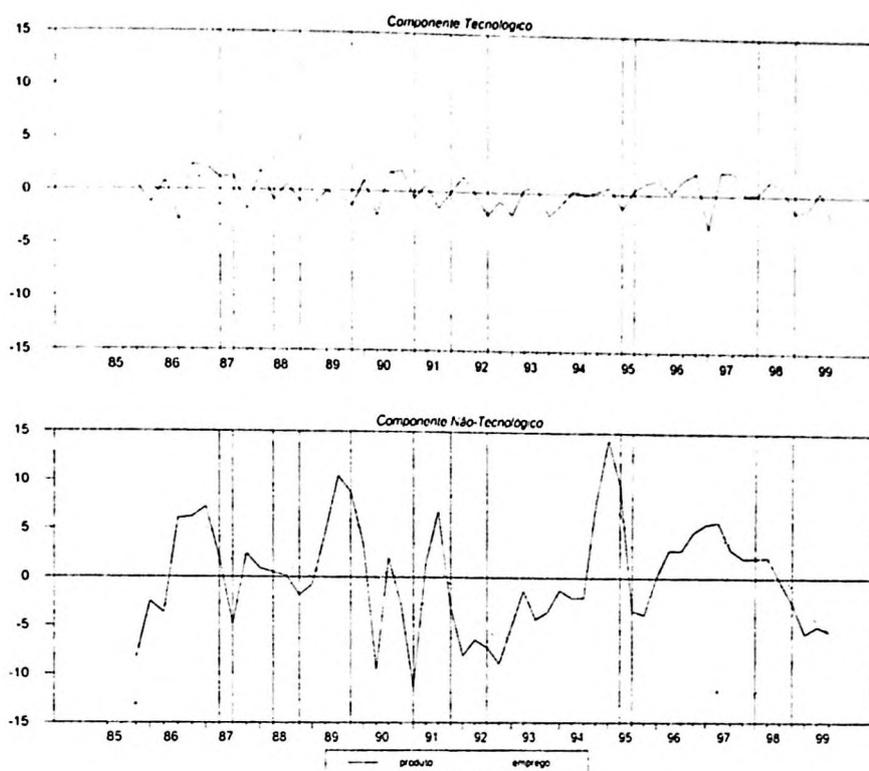


Gráfico 10
Emprego e Produto ao longo do ciclo



Embora não ocorra uma coincidência perfeita entre as contrações observadas dessas variáveis e a cronologia empregada, é possível notar que, em termos qualitativos, nossos resultados são bastante similares aos de Galí, ocorrendo uma maior correlação entre horas e produto no caso dos componentes de demanda do que no caso dos componentes tecnológicos considerados acima.

3.3.2.2.3. Evidência Internacional

Em relação ao contexto internacional, conduzimos uma análise semelhante à de Galí, procurando checar a robustez de seus resultados em termos qualitativos e, em última instância, contextualizar os resultados obtidos para dados brasileiros tendo como pano de fundo o cenário externo. Para tanto, fizemos uso de uma base de dados alternativa em relação às bases usadas por Galí (*Citibase* e *OECD Quarterly Statistics*). No caso, estimamos SVARs utilizando medidas de produto e emprego agregados provenientes da base do Fundo Monetário

Internacional (*International Financial Statistics*; IFS). Consideramos tanto países originalmente enfocados no estudo de Galí (Canadá, Estados Unidos e Japão) quanto novos países (Austrália, Coréia e Espanha)⁴⁹. A partir dessa amostra, estimamos especificações contendo quatro defasagens de cada variável considerada e relacionando as medidas de produtividade e do fator trabalho. Os períodos amostrais variam de acordo com a disponibilidade de dados trimestrais para cada país, com os resultados estando expostos na tabela 27 abaixo. A tabela 28, por sua vez, apresenta os resultados relacionados ao fenômeno de SRIRL para essa amostra.

Tabela 27
Evidência Internacional

	Incondicional	Condicional	
		Tecnológico	Demanda
Austrália	-.65***	-.99***	.37
(1976:03/1999:04)	(.18)	(.07)	(.35)
Canadá	-.22**	-.97***	.41***
(1961:01/1999:04)	(.09)	(.07)	(.15)
Coréia	-.56**	-.93***	.4
(1976:01/1999:04)	(.26)	(.26)	(.41)
Espanha	-.29***	-.9**	.41
(1964:02/1999:04)	(.1)	(.4)	(.4)
Estados Unidos	.14**	-.53***	.46***
(1957:01/1999:04)	(.09)	(.14)	(.06)
Japão	.13	.15	.33
(1957:01/1999:04)	(.09)	(.48)	(.26)
Média	-.24	-.7	.4
Média sem o Japão	-.32	-.86	.41

Notas:

(a) O período amostral para cada país é reportado na tabela.

(b) Correlações estimadas a partir de modelos SVAR envolvendo medidas de produtividade e do fator trabalho, com especificações envolvendo quatro defasagens e um termo constante.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

⁴⁹ Inicialmente, pensamos em considerar grupos de países com características sócio-econômicas semelhantes. Possibilidades naturais, no caso, incluiriam grupos de países desenvolvidos (o G-7, por exemplo, conforme faz Galí) e grupos de países como os países asiáticos recém-industrializados (*newly industrialized countries*; NICs) e países latino-americanos. Infelizmente, a base de dados do IFS carece de dados de emprego/horas para diversos países, o que acabou limitando consideravelmente nossa amostra. Foram feitas tentativas de estimação com alguns dados anuais relacionados à América Latina. Infelizmente, essa base possuía séries temporais de tamanho muito reduzido para nossas observações (menos de 40 observações, em geral), o que fez com que também descartássemos tal possibilidade.

Tabela 28
Estimativas de SRIRI para países selecionados

	MQO	SVAR
Austrália	.18	1.28***
(1976:03/1999:04)	(.14)	(.11)
Canadá	.77***	1.44***
(1961:01/1999:04)	(.1)	(.07)
Coréia	.37***	1.24***
(1976:01/1999:04)	(.14)	(.13)
Espanha	.26	1.35***
(1964:02/1999:04)	(.25)	(.26)
Estados Unidos	1.21***	1.71***
(1957:01/1999:04)	(.12)	(.19)
Japão	1.24***	1.27***
(1957:01/1999:04)	(.16)	(.25)
Média	.67	1.38

Notas:

- a) Período Amostral: 1985:01/1999:03
- b) Coeficientes estimados a partir de especificações envolvendo, além de um termo constante, um dos seguintes regressores: a taxa de crescimento do fator trabalho (MQO) ou o componente de demanda extraído a partir do modelo SVAR estimado.
- c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto).
- d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Alguns resultados chamam atenção quando da comparação com os resultados obtidos por Galí (1999, p.265, Tabela 3). Primeiro, as magnitudes das correlações aqui estimadas são nitidamente mais altas do que as magnitudes reportadas por esse autor para sua amostra. Países como a Austrália e a Coréia, por exemplo, chegam a apresentar valores dessas correlações acima de -.5, com ambos os coeficientes reportados sendo estatisticamente significativos ao nível de 5%. Segundo, embora as correlações dos componentes de demanda estejam dentro das faixas de valores usualmente encontradas por Galí, apenas duas dessas correlações são estatisticamente significativas (Canadá e Estados Unidos), o que faz com que, na prática, tais correlações não possam ser tidas como diferentes de zero. No caso da amostra de Galí, também ocorre algo semelhante, tanto no caso da Itália quanto no caso do Japão. Isto pode vir a constituir uma evidência contra as previsões advindas de seu modelo (no caso de amostras com dados internacionais, pelo menos).

Os resultados para os Estados Unidos e Canadá, embora distintos em termos de magnitudes dos resultados originais de Galí, apresentam os sinais esperados. Além disso, as diferenças tendem a ser menores no caso desses dois países do que no restante da amostra.

O Japão constitui um caso especial, sendo o único país da amostra original de Galí cujos coeficientes estimados apresentam sinais que obedecem à lógica de previsões advindas de modelos RBC, apesar de nenhum desses coeficientes ser estatisticamente significativo. Embora no caso da amostra proveniente do IFS, os sinais dos coeficientes estimados não sejam os mesmos que os obtidos por Galí (nem tampouco as magnitudes), chama a atenção o fato de nenhum dos coeficientes estimados ser estatisticamente significativo em qualquer uma das amostras consideradas. Este resultado pode estar simplesmente refletindo um considerável grau de incerteza relacionado a essas estimativas ou indicar que, de alguma forma, a economia japonesa apresenta uma dinâmica distinta das demais economias⁵⁰.

As duas últimas linhas da tabela exibem as médias dos coeficientes estimados para essa amostra de países (com e sem o Japão, conforme faz Galí). É interessante notar que a média como um todo revela correlações estimadas cujos sinais vão de acordo com a intuição desenvolvida acima. Ou seja, uma correlação incondicional de magnitude baixa e sinal negativo, um componente tecnológico de sinal negativo (e acima de .6, em módulo) e um componente de demanda de sinal positivo e magnitude menor que o componente tecnológico (em torno de .4, no caso). Os resultados relacionados à amostra original contida em Galí (1999) são semelhantes, com esses valores sendo -.11, -.56 e .26 para as correlações incondicional e dos componentes tecnológico e de demanda, respectivamente. No caso da média que exclui o Japão, os resultados passam a ser -.12, -.75 e .43 para as correlações acima citadas. Assim, nossos resultados são mais parecidos com os de Galí quando comparamos nossa amostra total com a amostra original desse autor excluindo o Japão. As diferenças de resultados obtidas podem estar ocorrendo não apenas devido a diferenças nas bases de dados empregadas, mas também a diferenças na composição amostral de cada estudo, uma vez que os valores estimados para cada país da amostra de Galí tendem, em geral, a apresentarem magnitudes inferiores em relação aos países de nossa amostra. Em termos de SRIRL, os resultados vão na mesma direção que os resultados de Galí, demonstrando que este é um fenômeno que ocorre para todos os países da amostra considerada. No caso do Japão, os resultados são mais uma vez distintos em relação aos resultados originais desse autor.

3.3.2.3. *Testes de Robustez*

⁵⁰ Estudos de cunho histórico-institucional podem ser úteis no sentido de explicarem melhor a dinâmica da economia japonesa em horizontes curtos de tempo. Sobre o desempenho de longo prazo dos NICs ver, por exemplo, o estudo clássico de Young (1995).

Para testar a robustez dos resultados obtidos acima, consideramos nesta seção três possibilidades básicas:

- a) a importância de sistemas de ordem superior a sistemas bivariados;
- b) a questão de instabilidade estrutural do período amostral considerado, e;
- c) a questão da resposta dinâmica do fator trabalho a choques tecnológicos, de acordo com o debate empírico recente iniciado por Francis e Ramey (2001) e Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

3.3.2.3.1. A importância de sistemas de ordem superior

Até o presente momento, consideramos apenas sistemas bivariados na análise, envolvendo medidas de produtividade e do fator trabalho. Embora sistemas desse tipo possam ser bastante úteis no sentido de ressaltarem a interação dinâmica entre as variáveis consideradas, poderemos estar incorrendo em erros de especificação, caso o processo gerador de dados ("*data-generating-process*"; DGP) que queremos modelar seja constituído por outras variáveis além daquela citadas acima.

Seguindo a estratégia de Galí, estimamos sistemas de maiores dimensões, que levassem em conta outras variáveis macroeconômicas que poderiam vir a afetar a relação estimada, embora não haja aqui a pretensão de considerarmos esses sistemas como a melhor descrição possível da economia. Especificamente, estimamos VARs envolvendo três variáveis adicionais (além de medidas de produtividade e do fator trabalho). São elas: o estoque real de moeda (encaixes reais, basicamente), a taxa real de juros e a taxa de inflação. Assim, estaremos estimando VARs de quinta ordem (VAR(5)). No caso, é imposta a restrição de que apenas choques tecnológicos afetam a produtividade, com os efeitos de choques nas demais variáveis sendo nulo, por construção. Ao contrário do caso bivariado, entretanto, não há uma interpretação clara para as restrições impostas sobre este sistema, um problema típico no caso de sistemas de ordem superior. Adicionalmente, valemo-nos do fato das séries M1 nominal e os índices de preços IGP-DI e IPCA poderem ser considerados como processos I(2), utilizando na estimação combinações lineares dessas variáveis para construirmos uma medida de encaixes reais. Do mesmo modo, o fato das taxas de juros e de inflação poderem ser tidas como processos I(1) torna possível a construção da taxa de juros real. Como essa estimação supõe que as séries utilizadas cointegrem, também estimamos resultados de um VAR(5) estimado com todas as variáveis em primeiras-diferenças (e segundas-diferenças, no caso das variáveis I(2)).

Os resultados obtidos são basicamente os mesmos em ambos os casos, demonstrando sua robustez. A tabela 29 expõe os resultados dessas estimações para especificações com duas e quatro defasagens, respectivamente, assim como resultados obtidos a partir da base de dados original de Galí (1996b, 1999).

Tabela 29
Correlações Estimadas entre Medidas do Fator Trabalho e Produtividade: VAR (5)

	Incondicional	Condicional (VAR(5))		Condicional(VAR(5)(dif ^m))	
Especificações com duas defasagens					
Horas		Tecnológico	Demanda	Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.29** (.18)	-.71** (.15)	.51** (.09)	-.78** (.13)	.52** (.08)
Emprego		Tecnológico	Demanda	Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.25** (.15)	-.47** (.15)	.44** (.1)	-.7** (.1)	.45** (.08)
Especificações com quatro defasagens					
Horas		Tecnológico	Demanda	Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.29* (.18)	-.14 (.28)	.37** (.06)	-.52** (.18)	.44** (.06)
Emprego		Tecnológico	Demanda	Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	.25** (.15)	-.06 (.18)	.33** (.06)	-.66** (.16)	.4** (.08)
Galí (1999)					
Primeiras-Diferenças	-.26** (.08)	-.75** (.04)	.22** (.09)	-.73** (.03)	.26** (.1)

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03

(b) Correlações estimadas a partir de modelos VAR envolvendo medidas de produtividade e do fator trabalho e outras variáveis macroeconômicas.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto). Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

No caso das especificações com duas defasagens, podemos notar que embora a magnitude dos coeficientes associados diminua em relação ao caso anterior, com sistemas envolvendo apenas duas variáveis, os coeficientes estimados para o VAR(5) exibem maior robustez. No caso da medida de horas do IBGE, as correlações estimadas ficam entre -.7 e -.8 para o componente tecnológico e em cerca de .5 para o componente de demanda. No caso da medida de emprego, os resultados não são tão robustos em termos do componente tecnológico (cujos valores ficam na faixa -.5 a -.7), mas passam a sê-lo em termos do componente de demanda, ficando em torno de .45, no caso. A especificação que considera quatro defasagens, por sua vez, apresenta resultados dissonantes, com os coeficientes estimados para o componente tecnológico não sendo significativamente diferentes de zero para nenhuma das medidas do fator trabalho consideradas, no caso do primeiro VAR(5) estimado. No caso do VAR(5) com todas as variáveis em diferenças (resultados contidos nas duas últimas colunas da tabela acima), esses componentes passam a ser significativos ao nível de 5%, estando na faixa

entre -0.5 e -0.6 , mais de acordo com o caso de especificações com duas defasagens. Os coeficientes associados com componentes de demanda, por sua vez, mostram-se extremamente robustos, ficando em valores próximos a 0.4 , em geral, também de acordo com as especificações de duas defasagens. Os resultados de especificações com duas defasagens estão muito mais próximos das estimativas obtidas a partir do uso da base de dados original de Galí, seja para o VAR(5) original estimado por esse autor, seja para o VAR(5) em diferenças.

Apesar das diferenças encontradas, os resultados das especificações envolvendo quatro defasagens devem ser vistos com bastante cautela, por duas razões, pelo menos. Primeiro, devido ao já citado tamanho reduzido da amostra. Segundo, devido ao tipo de estimação aqui conduzido, onde graus de liberdade tendem a diminuir rapidamente a partir da inclusão de variáveis adicionais nas estimações consideradas.

Os gráficos 11 e 12 exibem as FIRs estimadas a partir desses VARs. No caso, são descritos os efeitos dinâmicos de um choque tecnológico sobre todas as variáveis do sistema.

Gráfico 11
VAR(5): Funções Impulso-Resposta (Horas)

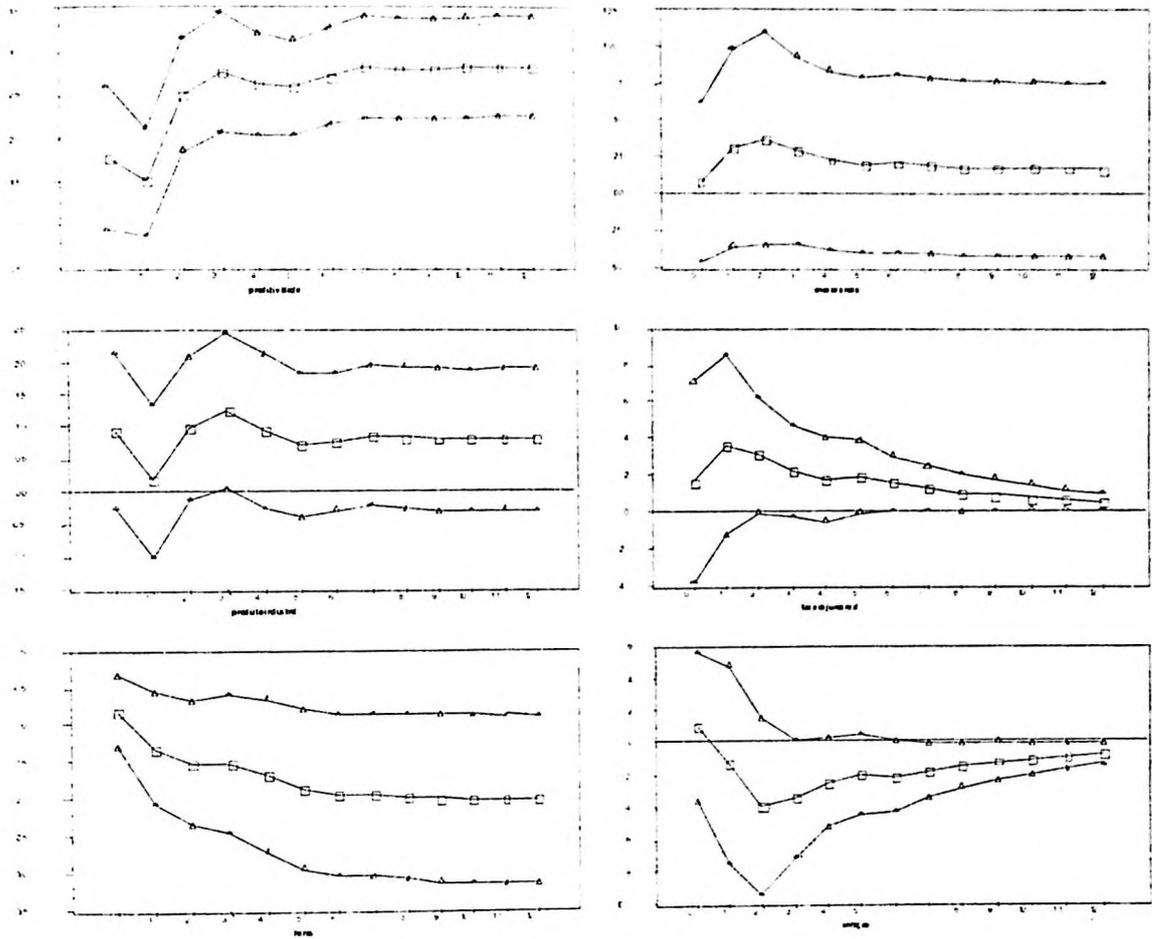
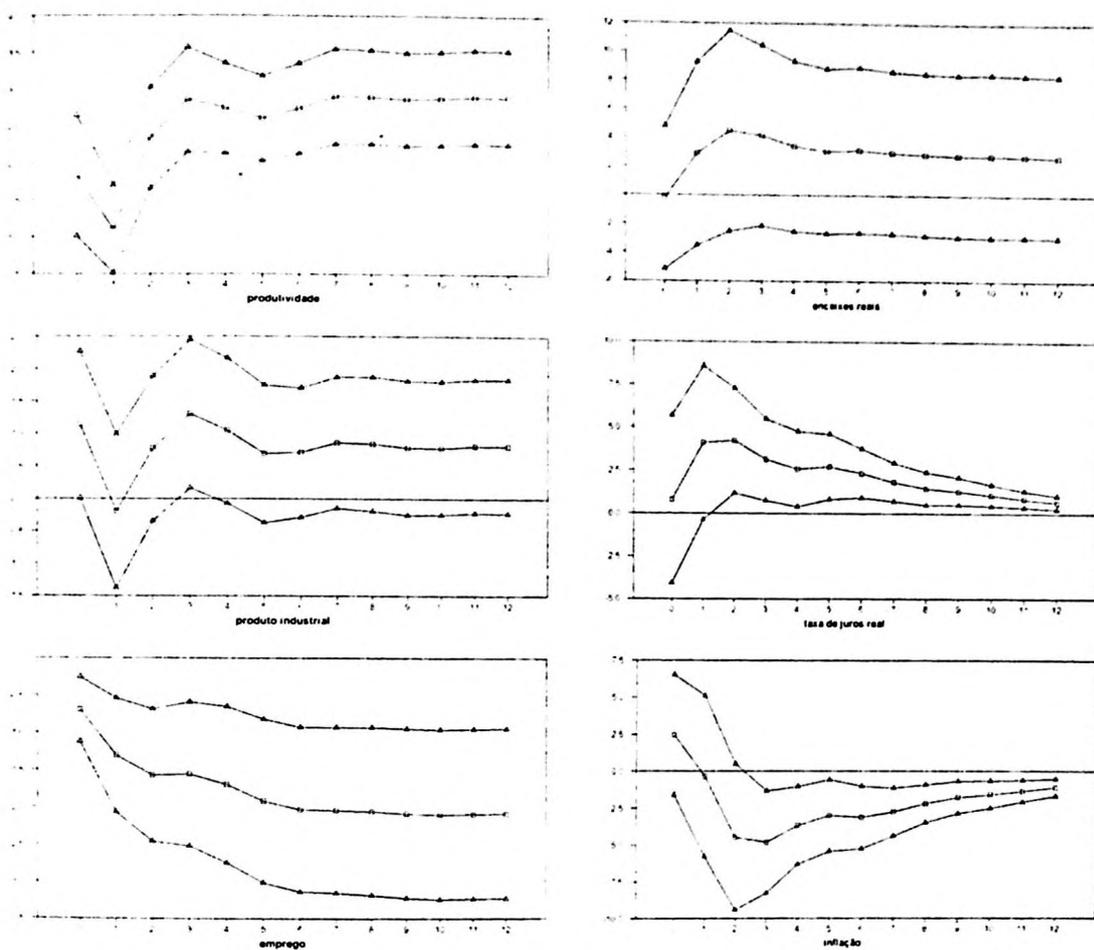


Gráfico 12
VAR(5): Funções Impulso-Resposta (Emprego)



De acordo com os resultados reportados nos dois últimos gráficos, podemos ter uma caracterização mais detalhada dos efeitos dinâmicos de um choque tecnológico sobre outras variáveis macroeconômicas além da produtividade e do fator trabalho. No caso de um choque positivo, as variáveis produtividade e produção industrial aumentam, alcançando níveis de equilíbrio permanentemente mais altos em comparação aos níveis originais. O fator trabalho, seja medido via horas ou via emprego, continua exibindo um padrão declinante em resposta a esse choque positivo. O estoque real de moeda (representado aqui pela variável “encaixes reais”) e a taxa de juros real também sofrem um impacto positivo do choque tecnológico, embora a última variável tenda a convergir assintoticamente de volta a seu nível original, o que não ocorre no caso do estoque de moeda, que alcança um nível permanentemente mais alto. As

taxas de inflação, por sua vez, respondem negativamente a choques tecnológicos, embora sofram um impacto positivo no primeiro período.

Os padrões descritos nesses gráficos confirmam a robustez dos resultados anteriores. Infelizmente, a incerteza associada com as FIRs estimadas para o fator trabalho tende a aumentar com os horizontes de tempo considerados.

Para checarmos a robustez dos resultados relacionados ao fenômeno de SRIRL, expomos na tabela 30 os valores dos coeficientes estimados no caso de especificações de ambos os VARs, com duas e quatro defasagens, respectivamente.

Tabela 30
Estimativas de SRIRL: VAR(5)

	VAR(5)	VAR(5)(dif ^m)
Duas Defasagens		
Horas	MQO	SVAR
φ	1.92**	1.96**
s.c.	(.22)	(.25)
Emprego	MQO	SVAR
φ	1.96**	2.00**
s.c.	(.22)	(.27)
Quatro Defasagens		
Horas	MQO	SVAR
φ	1.8**	1.94**
s.c.	(.26)	(.24)
Emprego	MQO	SVAR
φ	1.73**	1.91**
s.c.	(.25)	(.27)

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03

(b) Coeficientes estimados a partir de especificações envolvendo, além de um termo constante, um dos seguintes regressores: a taxa de crescimento do fator trabalho (MQO) ou o componente de demanda extraído a partir do modelo VAR estimado.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Esses resultados demonstram a robustez dos resultados relacionados ao fenômeno de SRIRL. Qualquer que seja a especificação considerada ou a medida do fator trabalho empregada, os valores são nitidamente superiores à unidade, ficando em torno de 1.9, em geral. Isto demonstra a possível ocorrência de retornos crescentes de curto prazo para o fator trabalho na indústria brasileira.

3.3.2.3.2. *Instabilidade Amostral*

Conforme citado anteriormente, um problema relacionado ao nosso período de análise relaciona-se a grande diversidade de fenômenos ocorridos ao longo dos anos compreendidos entre 1985 e 1999 no Brasil, o que pode vir a tornar nossas estimativas pouco robustas. Uma forma de checar a robustez, nesse caso, seria refazermos as estimações de antes levando em conta sub-períodos amostrais específicos, conforme sugerido por Galí, López-Salido e Valles (2003). Dado o tamanho de nossa amostra, esse tipo de empreendimento não é possível, no caso.

Um teste alternativo equivale a retirarmos da amostra anos turbulentos que poderiam, exatamente devido a sua natureza atípica, estar afetando as magnitudes dos coeficientes estimados. Esse tipo de procedimento é comum em análises aplicadas (ver, por exemplo, Pastore e Pinotti, 2000), tendo sido aplicado inclusive em estudos relacionados à agenda RBC, conforme é o caso do trabalho de Kanczuk e Faria (2000). No caso desses estudos, os autores retiram da amostra o ano de 1990. Embora a escolha das observações a serem retiradas da amostra devesse seguir algum tipo de análise de influência, seguimos em consonância com esses estudos, estimando novamente os SVARs considerados em amostras onde o ano de 1990 é excluído⁵¹. Os resultados desse experimento estão contidos nas tabelas 31 e 32 (especificações com duas defasagens, apenas), onde são reportados coeficientes estimados para as correlações consideradas, bem como para o fenômeno de SRIRL. Nessas tabelas também estão contidos resultados relacionados a SVARs envolvendo variáveis expressas em termos *per capita*, dada a importância de variáveis do gênero para o debate empírico recente (ver abaixo).

⁵¹ Sobre análise de influência e técnicas de alavancagem, ver Davidson e Mackinnon (1993, cap.1, seção 1.6).

Tabela 31
Correlações Estimadas: especificações com duas defasagens (sem 1990)

	Incondicional	Condicional	
		Tecnológico	Demanda
Horas			
Primeiras-Diferenças	.14 (.1)	-.6** (.28)	.58*** (.1)
Emprego IBGE			
Primeiras-Diferenças	.16 (.11)	-.61** (.32)	.59*** (.11)
Horas <i>per capita</i>			
Primeiras-Diferenças	.13 (.12)	-.73** (.3)	.59*** (.11)
Emprego <i>per capita</i>			
Primeiras-Diferenças	.15 (.13)	-.7** (.36)	.61*** (.11)
Horas <i>per capita</i> ²			
Primeiras-Diferenças	.11 (.09)	-.64** (.3)	.66*** (.13)
Emprego <i>per capita</i> ²			
Primeiras-Diferenças	.13 (.11)	-.61** (.33)	.67*** (.14)
Média	.14	-.65	.62

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03 (excluindo o ano de 1990).

(b) Correlações estimadas a partir de modelos SVAR envolvendo medidas de produtividade e do fator trabalho e outras variáveis macroeconômicas, com especificações envolvendo quatro defasagens e um termo constante.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 32
Estimativas de SRIRL: especificações com duas defasagens (sem 1990)

	MQO	SVAR
Horas		
φ	1.16***	1.55***
s.c.	(.1)	(.11)
Emprego		
φ	1.19***	1.59***
s.c.	(.1)	(.12)
Horas <i>per capita</i>		
φ	1.19***	1.69***
s.c.	(.16)	(.16)
Emprego <i>per capita</i>		
φ	1.22***	1.74***
s.c.	(.18)	(.16)
Horas <i>per capita</i> ²		
φ	1.09***	1.35***
s.c.	(.05)	(.05)
Emprego <i>per capita</i> ²		
φ	1.12***	1.36***
s.c.	(.05)	(.05)

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03 (excluindo o ano de 1990).

(b) Coeficientes estimados a partir de especificações envolvendo, além de um termo constante, um dos

seguintes regressores: a taxa de crescimento do fator trabalho (MQO) ou o componente de demanda extraído a partir do modelo SVAR estimado.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 500 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

É surpreendente como os coeficientes estimados passam a apresentar uma robustez bem maior quando da exclusão desse ano específico. No caso, as estimativas para as correlações incondicionais ficam todas em torno de .1 a .15, com magnitudes inferiores aos resultados reportados acima, embora nenhuma possa ser tida como estatisticamente distinta de zero. No caso das correlações envolvendo componentes tecnológicos, os resultados também passam a ser bastante robustos, com os coeficientes ficando na faixa de -.6 a -.7 e sendo significativos ao nível de 5%. As correlações envolvendo componentes de demanda continuam, como antes, sendo todas significativas (ao nível de 1%, no caso) e ficando, em média, em torno de .6.

Em termos de SRIRL, os resultados também são bastante robustos, com todos os coeficientes estimados sendo significativos ao nível de 1%. Estes resultados demonstram não apenas a robustez dos coeficientes estimados, mas também a importância de, no caso brasileiro, desconsiderar certos períodos problemáticos das amostras, especialmente quando essas englobam fenômenos que não podem ser explicados em termos estritamente econômicos.

3.3.2.3.3. O padrão dinâmico do fator trabalho

Seguindo as contribuições ao debate empírico recente (em especial, as contribuições de Francis e Ramey (2001) e Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003)), realizamos nesta seção testes de robustez relacionados ao padrão dinâmico do fator trabalho em resposta a choques tecnológicos empregando dados para as economias norte-americana e brasileira⁵². No caso, queremos não apenas checar a robustez dos principais resultados de Galí para os Estados Unidos a partir de bases de dados distintas, mas também checar se as críticas de Christiano,

⁵² Os dados relacionados à economia norte-americana equivalem aos dados originais utilizados por Galí (1996b, 1999), Francis e Ramey (2001) e Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003). Todas as bases de dados nos foram gentilmente cedidas pelos autores citados. As fontes primárias desses dados são as seguintes: *Citibase* (Galí), *DRI Economics Database* (antiga *Citibase*) (Christiano, Eichenbaum e Vigfusson), *Bureau of Labor Statistics* (BLS), *National Income and Product Accounts* (NIPA) e *Bureau of Economic Analysis* (BEA) (Francis e Ramey).

Eichenbaum e Vigfusson aplicam-se ao contexto brasileiro. A estratégia aqui adotada é a seguinte:

- a) Re-estimar SVARs relacionando medidas do fator trabalho e de produtividade para a economia norte-americana usando as três bases de dados citadas para o período compreendido entre 1948:02 e 1994:04, que equivale ao período comum das três amostras; atentando-se, em especial, para os coeficientes associados às correlações condicionais estimadas e ao fenômeno de SRIRL, bem como ao padrão gráfico das FIRs (como forma de checar a resposta dinâmica do fator trabalho a choques tecnológicos).
- b) Seguir o mesmo procedimento no caso de dados brasileiros.

Uma questão importante ressaltada por Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003, p.5) e que não foi levada em consideração na análise original de Galí é que as variáveis envolvidas na estimação do SVAR deveriam estar expressas, a princípio, em termos *per capita*. Assim, esses autores sugerem que essas medidas podem ser obtidas a partir da divisão das medidas originais (produto e horas) pela medida correspondente à população acima de 16 anos, no caso norte-americano. Portanto, todas as variáveis envolvidas nas estimações subseqüentes foram transformadas dessa maneira.

Como não dispomos de uma medida semelhante para o caso brasileiro, decidimos efetuar esse tipo de transformação usando duas *proxies* distintas: a população economicamente ativa das regiões metropolitanas do país (PEA-RMs) e a população economicamente ativa total (PEA), com ambas as variáveis estando disponíveis no Ipeadata. A vantagem do uso da primeira variável deve-se ao fato dela estar disponível na frequência trimestral. No caso da segunda variável, esta só encontra-se disponível em uma frequência anual. Assim, para realizar a desejada transformação de variáveis nesse último caso, dividimos as medidas de produto industrial e horas/emprego de cada trimestre de um dado ano pelo valor correspondente da PEA para o mesmo ano.

Dados os questionamentos de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson a respeito da estacionariedade das medidas do fator trabalho (o que estaria gerando, em última instância, um erro de especificação na análise de Galí), reportamos nas tabelas 33 e 34 abaixo, resultados de testes de raiz unitária para todas as séries relacionadas à economia norte-americana. No caso, reportamos os resultados de testes convencionais (ADF e PP), bem como resultados de um teste

onde a hipótese nula equivale à hipótese de estacionariedade das séries em questão (teste KPSS).

Tabela 33
Testes ADF e PP para medidas do fator
trabalho da economia americana

Variável	ADF	PP
Gali (1999)		
Horas	-3.3	-3.27
Horas <i>per capita</i>	-3.75**	-3.15*
Emprego	-2.32	-2.73
Emprego <i>per capita</i>	-2.75	-2.62
Ramey (2001)		
Horas	-2.32	-2.52
Horas <i>per capita</i>	-1.81	-1.93
CEV (2003)		
Horas	-2.3	-2.5
Horas <i>per capita</i>	-1.79	-1.91

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período amostral: 1948:02/1994:04. No caso do teste ADF, foram consideradas especificações com uma constante, tendência linear e quatro defasagens. No caso do teste PP, foram consideradas especificações com três defasagens, conforme a sugestão de Newey-West. Valores críticos dos testes são reportados em Dickey e Fuller (1981) e Mackinnon (1991).

(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula de cada teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 34
Teste KPSS para medidas do fator trabalho da economia
americana

Variável	Hipótese Nula			
	Estacionariedade em torno de uma constante		Estacionariedade em torno de uma tendência	
	Estatística LM	Defs.	Estatística LM	Defs.
Gali (1999)				
Horas	3.823***	4	.154**	4
Horas <i>per capita</i>	2.625***	4	.111	4
Emprego	3.843***	4	.525***	4
Emprego <i>per capita</i>	2.886***	4	.497***	4
Ramey (2001)				
Horas	3.672***	4	.683***	4
Horas <i>per capita</i>	2.759***	4	.642***	4
CEV (2003)				
Horas	3.669***	4	.686***	4
Horas <i>per capita</i>	2.76***	4	.645***	4

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

(a) Período amostral: 1948:02/1994:04. No caso do teste KPSS, foram consideradas especificações com quatro defasagens. Valores críticos do testes são reportados em Kwiatkowsky *et al.* (1992).
(b) Os termos (*), (**) e (***) denotam rejeição da hipótese nula do teste aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Apesar dos resultados expostos acima demonstrarem que as medidas do fator trabalho consideradas podem ser razoavelmente caracterizadas como processos I(1) (ou seja, pertencentes à classe DS, podendo então ser especificadas em primeiras-diferenças quando da estimação do SVAR), Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003, p.8, 16) argumentam contra esse tipo de evidência baseados em dois argumentos. Primeiro, todos os testes reportados (inclusive o teste KPSS) são conhecidos na literatura por serem testes de baixo poder. Segundo, as séries de horas trabalhadas *per capita* não podem ter, literalmente falando, uma raiz unitária, já que correspondem a variáveis do tipo *bounded* (valores entre 0 e 1).

Esses dois argumentos citados estão totalmente corretos. Um problema, no caso, é que os autores parecem extrair conclusões fortes dos resultados obtidos via o teste KPSS, sem atentar, pelo menos, para o primeiro desses argumentos. Em termos de implementação do teste KPSS, Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003, p.8) consideram um número de oito defasagens para a matriz de covariância do estimador de Newey-West do teste. Entretanto, os autores não justificam tal escolha, apesar da recomendação de Newey-West ser de poucas defasagens, em torno de três ou quatro, em geral. A estatística de teste obtida pelos autores (cujo valor é .4) não rejeita a hipótese nula de estacionariedade da medida de horas considerada ao nível de 5% (valor crítico de .46) de significância, embora rejeite a 10% (valor crítico de .347). Como a não-rejeição da hipótese nula parece um resultado frágil e, dado o baixo poder desse teste, na implementação de nossos testes KPSS, seguimos a sugestão de Newey-West e consideramos um número de quatro defasagens.

A tabela 35 exhibe os resultados para a economia norte-americana, relativos ao uso de três bases de dados distintas, em termos de coeficientes de correlação estimados. No caso dessas estimativas, o cálculo dos erros-padrão para coeficientes de correlação e intervalos de confiança para as FIRs foram computados a partir de um procedimento de Monte Carlo semelhante àquele citado acima, embora agora consideremos um número de 1000 repetições, de forma a manter a compatibilidade com os resultados de Francis e Ramey (2001), que procedem da mesma maneira. Do mesmo modo, todas as FIRs estimadas passam a contemplar um horizonte de 20 trimestres (cinco anos).

Tabela 35
Resultados para a Economia Americana: correlações horas-produtividade
estimadas

	Incondicional	Condicional (SVAR)	
Gali			
Horas		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.26*** (.08)	-.82*** (.12)	.26*** (.12)
Horas <i>per capita</i>		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.24*** (.08)	-.88*** (.1)	.29*** (.11)
Francis-Ramey			
Horas		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.04 (.07)	-.84*** (.16)	.64*** (.09)
Horas <i>per capita</i>		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.07 (.07)	-.88*** (.14)	.6*** (.09)
Christiano <i>et al.</i>			
Horas		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.27*** (.07)	-.91*** (.07)	.54*** (.13)
Horas <i>per capita</i>		Tecnológico	Demanda
Primeiras-Diferenças	-.29*** (.08)	-.92*** (.06)	.5*** (.11)
Média	-.2	-.88	.47

Notas:

(a) Período Amostral: 1948:02/1994:04.

(b) Coeficientes estimados a partir de especificações envolvendo, além de um termo constante, quatro defasagens das variáveis consideradas.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 1000 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Em termos das correlações estimadas, os resultados para os Estados Unidos são extremamente robustos, não importando a base de dados considerada ou a transformação sofrida pelas medidas de fator trabalho (horas ou horas *per capita*, no caso). As correlações condicionais baseadas nos componentes tecnológico e de demanda são significativas ao nível de 1% e possuem o sinal (negativo) esperado. Situação semelhante ocorre no caso dos componentes de demanda, embora as estimativas obtidas a partir da amostra de Galí sejam correspondentes a apenas 50% das demais estimativas em termos de magnitudes. Outra diferença entre as estimativas diz respeito à correlação incondicional entre as variáveis: enquanto as estimativas relacionadas às bases de Galí e Christiano, Eichenbaum e Vigfusson estão em torno de -.27, as estimativas para a base de Francis e Ramey são superiores, encontrando-se, em média, em torno de -.05. De qualquer forma, essas estimativas estão de acordo com a evidência usualmente relacionada à economia norte-americana, com as diferenças

existentes devendo-se provavelmente às especificidades de cada base de dados considerada. Isto fica evidenciado pela última linha dessa tabela, que exhibe as médias dos coeficientes de correlação estimados.

Os gráficos 13 a 18 exibem as FIRs estimadas para as três amostras levando-se em conta duas possibilidades: a variável horas especificada tanto em primeiras-diferenças quanto em níveis. No caso, seguimos a recomendação de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003) de conduzir uma estimação SVAR com as medidas de horas trabalhadas em níveis. Queremos, com isto, verificar se ocorre alguma alteração significativa no padrão dinâmico das variáveis consideradas.

Gráfico 13
Funções Impulso-Resposta: Dados de Galí (1999)
Horas em Primeiras-Diferenças

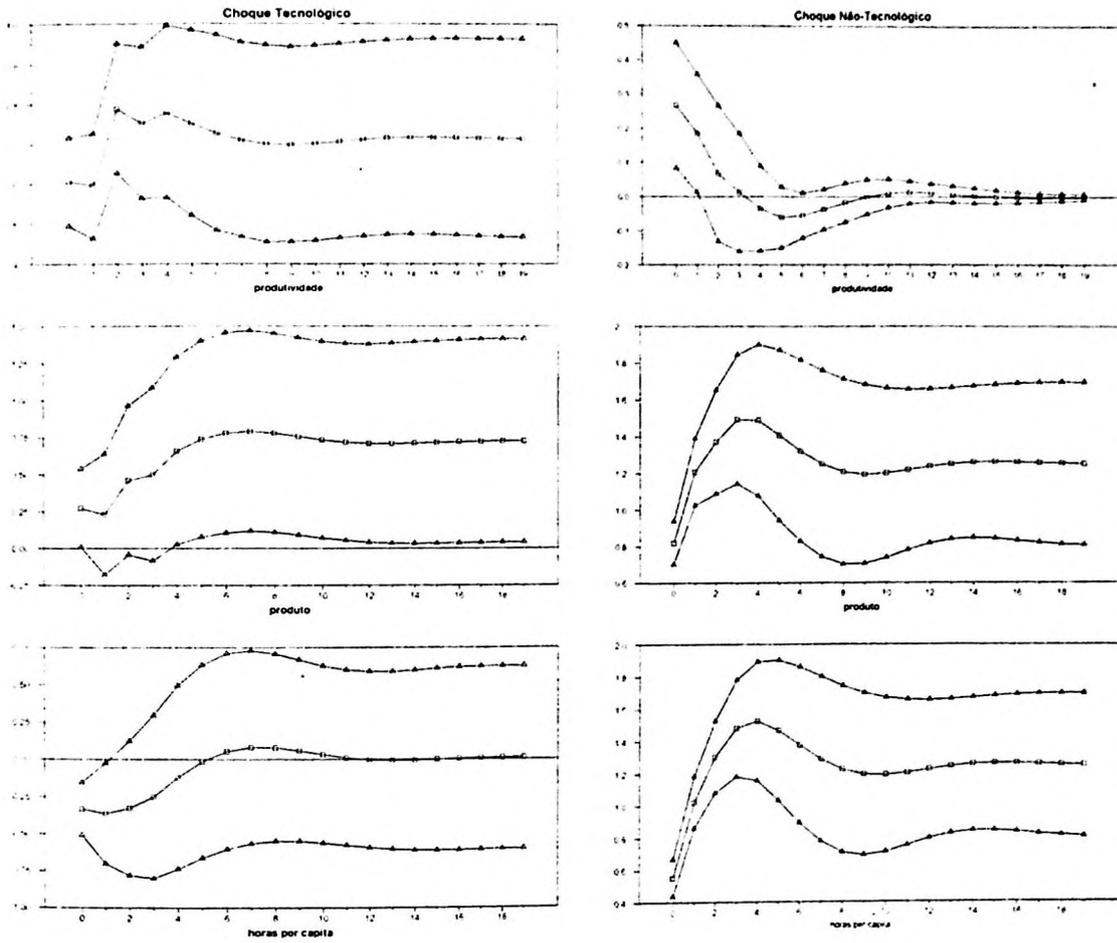


Gráfico 14
Funções Impulso-Resposta: Dados de Gali (1999)
Horas em Níveis

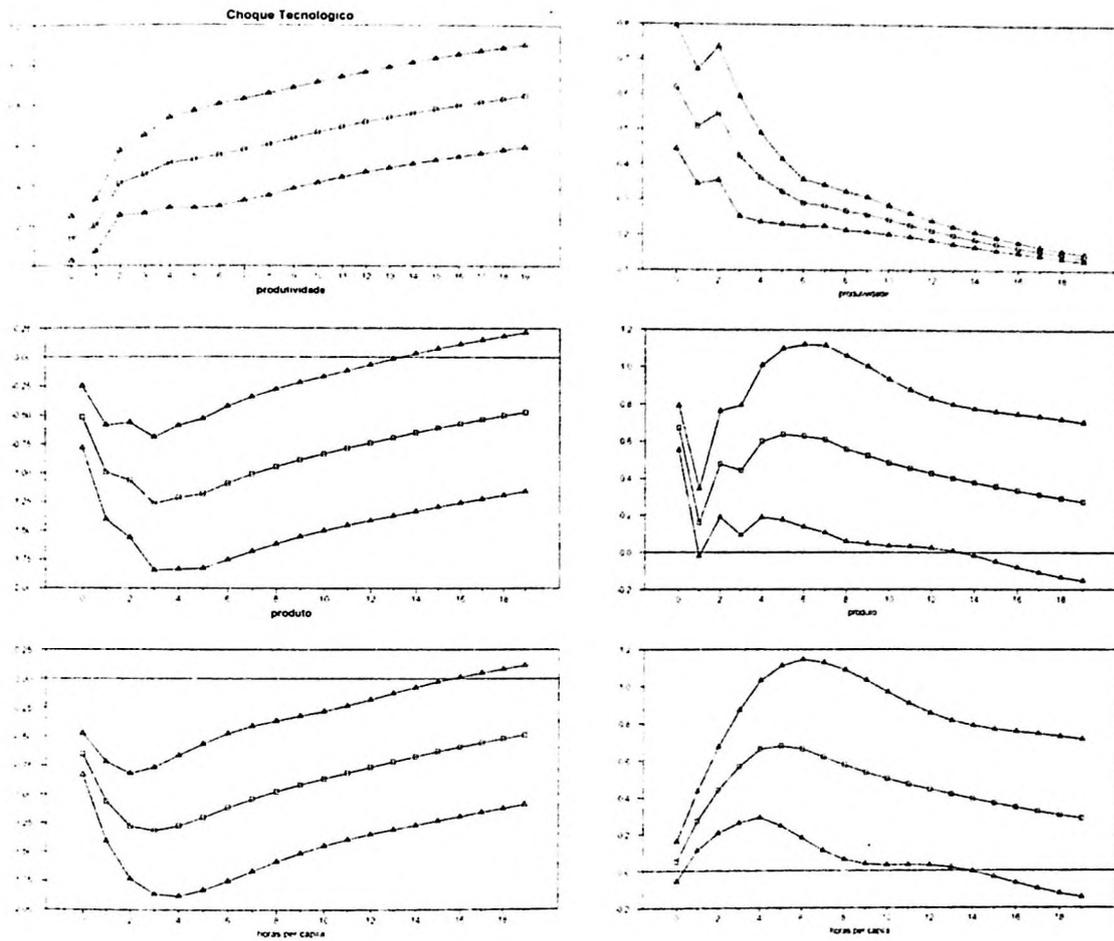


Gráfico 15
Funções Impulso-Resposta: Dados de Francis-Ramey(2001)
Horas em Primeiras-Diferenças

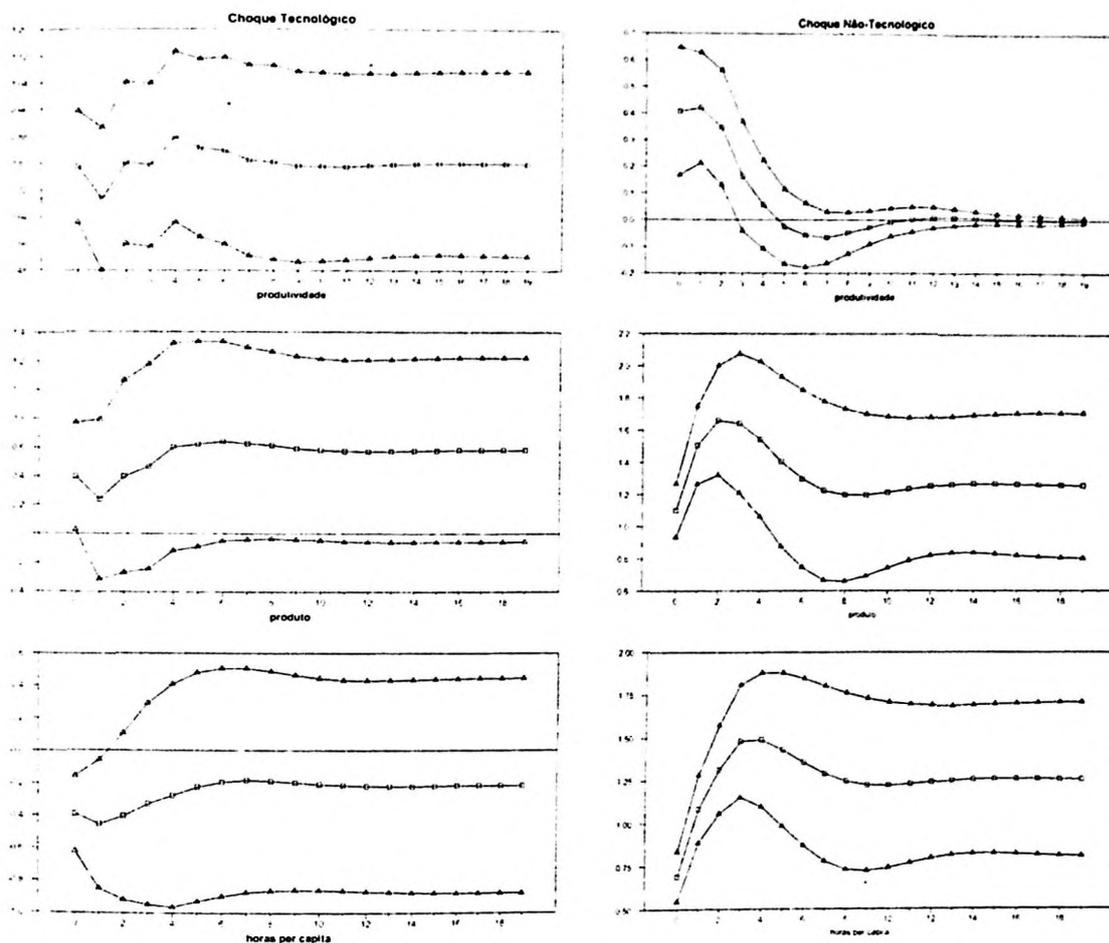


Gráfico 16
Funções Impulso-Resposta: Dados de Francis-Ramey(2001)
Horas em Níveis

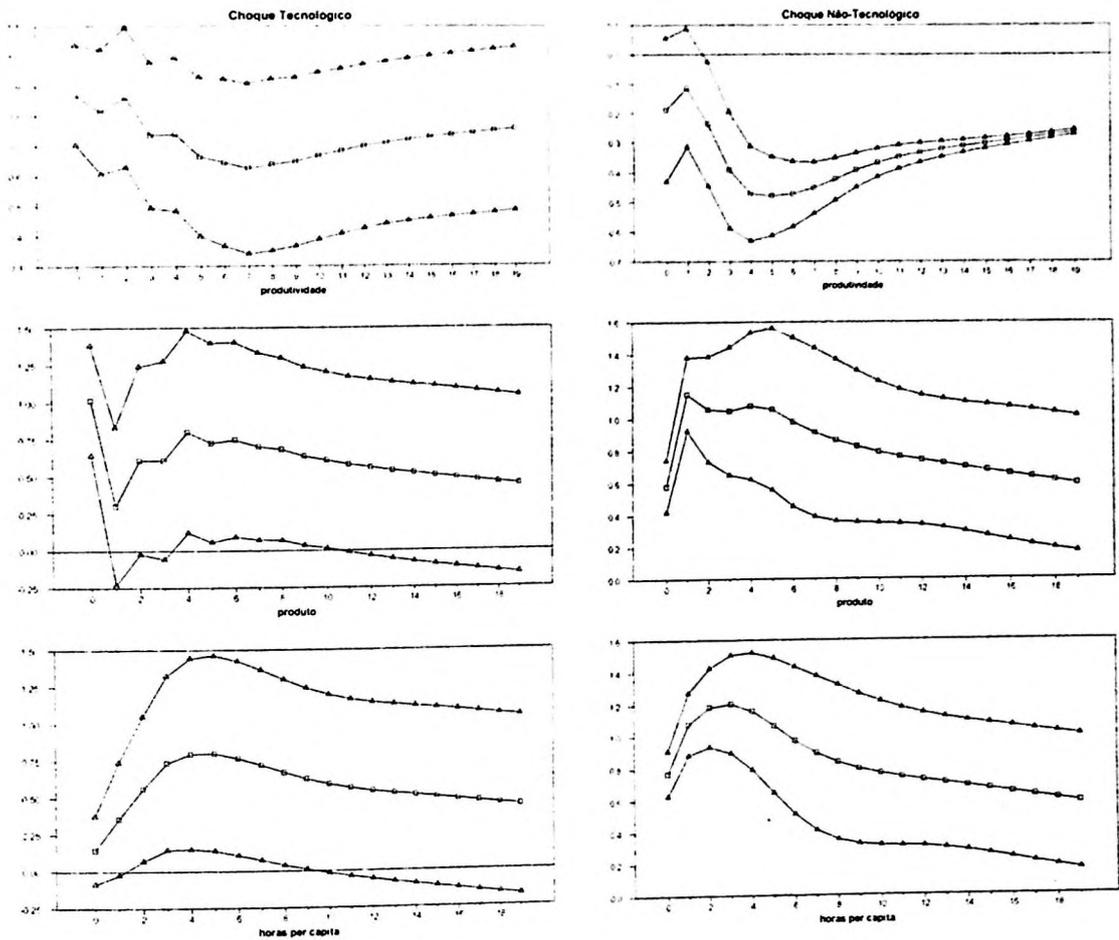


Gráfico 17
Funções Impulso-Resposta: Dados de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003)
Horas em Primeiras-Diferenças

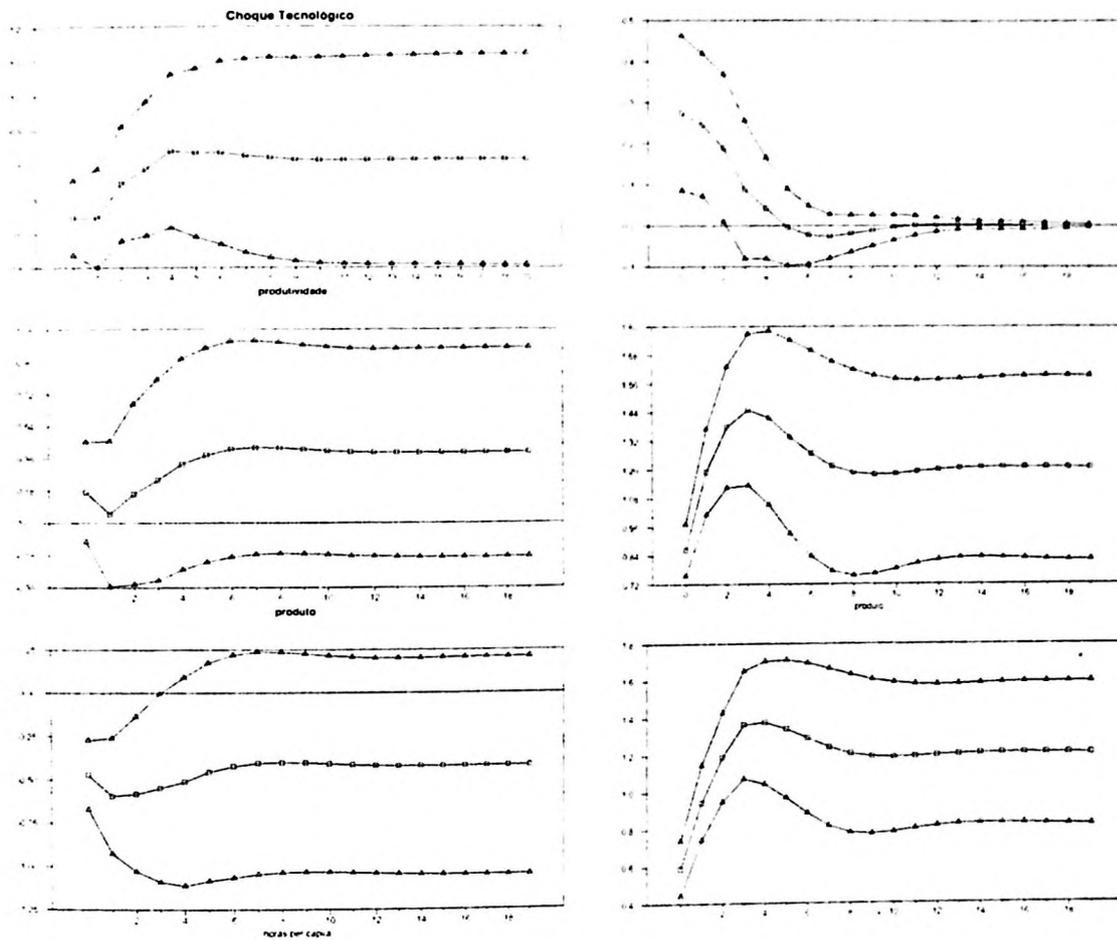
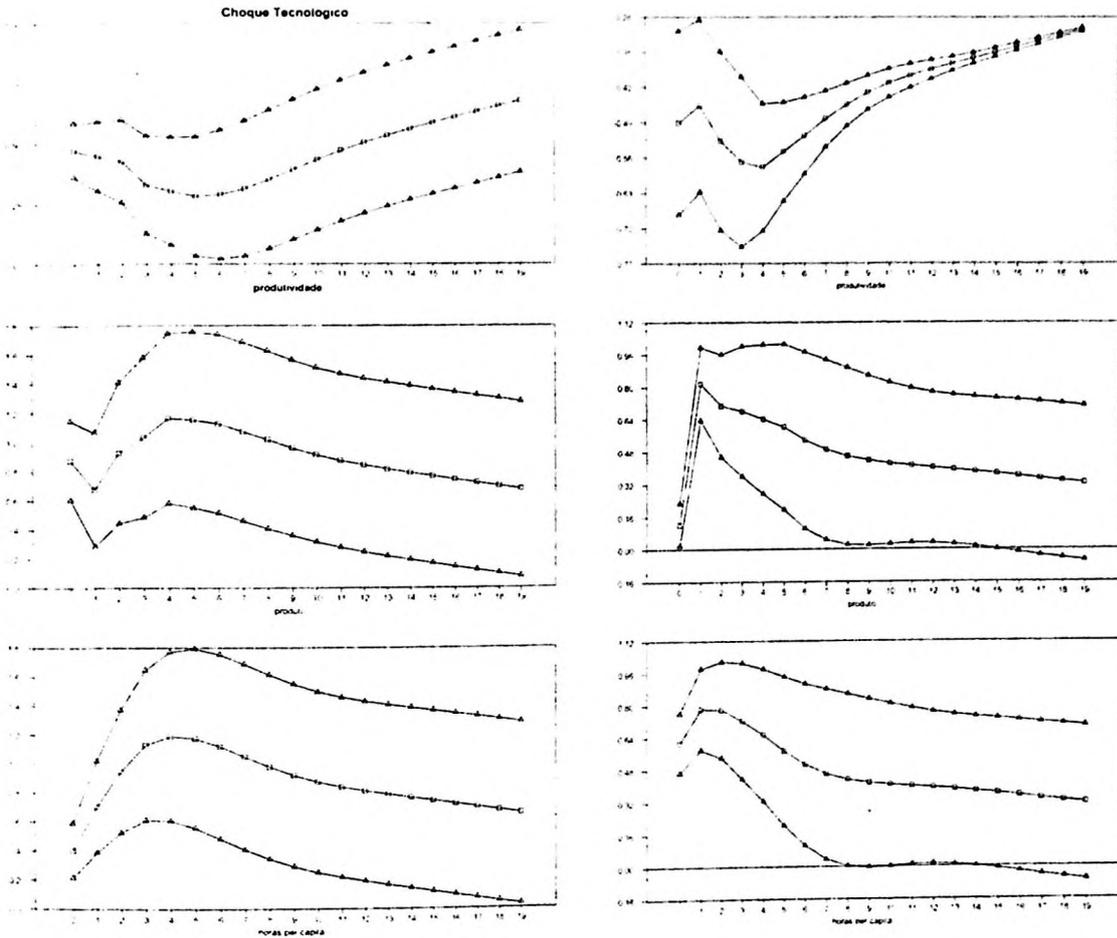


Gráfico 18
Funções Impulso-Resposta: Dados de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003)
Horas em Níveis



Um padrão nítido, no caso desses gráficos, é que ao especificarmos horas em primeiras-diferenças, a resposta do fator trabalho a choques tecnológicos é sempre negativa. Por outro lado, se seguirmos a sugestão de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003) e especificarmos horas em níveis, a resposta passa a ser positiva (no caso de duas das bases consideradas apenas), embora ocorra sempre a violação da condição de identificação do SVAR, conforme ressaltado antes por Francis e Ramey (2001). Assim, é possível concluir que embora Christiano, Eichenbaum e Vigfusson chamem a atenção para importantes questões de especificação do SVAR originalmente estimado por Galí, sua especificação também apresenta um grave problema, uma vez que a interpretação das FIRs estimadas fica comprometida quando da violação da condição de identificação básica desse modelo econométrico. No caso da base de dados original de Galí, por exemplo, tanto a variável horas quanto a variável produto apresentam um padrão contracionista em resposta a um choque tecnológico, com esse último resultado equivalendo a um resultado claramente contraintuitivo.

No caso dos dados brasileiros, os resultados das estimações são reportados na tabela 36 abaixo⁵³. Reportamos novamente os resultados para as variáveis não transformadas, de modo a facilitar a comparação com os novos resultados. Podemos notar que, em termos de sinais das correlações estimadas, os resultados obtidos fornecem certa robustez a nossos resultados. O mesmo não pode ser dito, entretanto, se formos levar em conta as magnitudes estimadas, principalmente no caso dos componentes tecnológicos, onde nenhum dos coeficientes estimados é significativo (exceto pela medida não transformada de horas). Este resultado pode ocorrer devido a duas possibilidades. Primeiro, devido ao elevado grau de incerteza amostral associado a essas estimativas, o que fica mais evidente quando da análise das FIRs estimadas abaixo. Segundo, devido a uma possível inadequação das *proxies* utilizadas para converter as variáveis em termos *per capita*. Ainda assim, vale notar que quando retiramos o ano de 1990 da amostra, os resultados mostraram-se bastante robustos, qualquer que fosse a medida do fator trabalho considerada (ver tabela 31). Os gráficos 19 a 22 exibem o padrão dinâmico das variáveis do sistema.

⁵³ Para poupar espaço, reportamos os resultados relacionados a especificações contendo duas defasagens apenas.

Tabela 36
Correlações Estimadas entre Medidas de Produtividade e do Fator Trabalho, Indústria Brasileira

	Incondicional	Condicional (SVAR)		Condicional (VAR(5))	
		Tecnológico	Demanda	Tecnológico	Demanda
Horas					
Primeiras-Diferenças	.29** (.18)	-.88** (.36)	.61** (.08)	-.71** (.15)	.51** (.09)
Emprego					
Primeiras-Diferenças	.25** (.15)	-.5 (.4)	.57*** (.09)	-.47** (.15)	.44** (.1)
Horas per capita					
Primeiras-Diferenças	.17 (.13)	-.41 (.48)	.58*** (.19)	-.82*** (.14)	.36*** (.11)
Emprego per capita					
Primeiras-Diferenças	.07 (.12)	-.56 (.45)	.54*** (.2)	-.77*** (.12)	.28** (.14)
Horas per capita²					
Primeiras-Diferenças	.25* (.16)	-.72 (.56)	.73*** (.09)	-.71*** (.19)	.5*** (.18)
Emprego per capita²					
Primeiras-Diferenças	.22* (.14)	-.73 (.56)	.71*** (.1)	-.63*** (.19)	.44*** (.13)
Média	.21	-.63	.62	-.69	.42

Notas:

(a) Período Amostral: 1985:01/1999:03.

(b) Coeficientes estimados a partir de especificações envolvendo, além de um termo constante, duas defasagens das variáveis consideradas.

(c) Os erros-padrão reportados foram obtidos a partir de um procedimento de Monte Carlo envolvendo 1000 repetições (detalhes no texto).

(d) Os termos (*), (**) e (***) denotam significância estatística aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Gráfico 19
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita em Primeiras-Diferenças

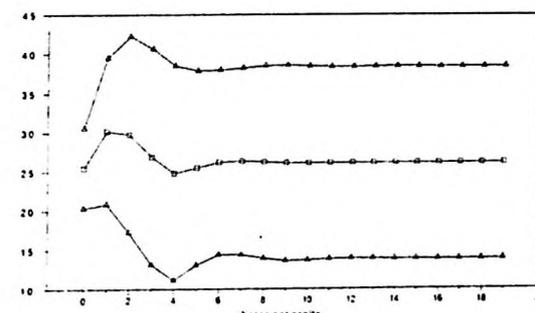
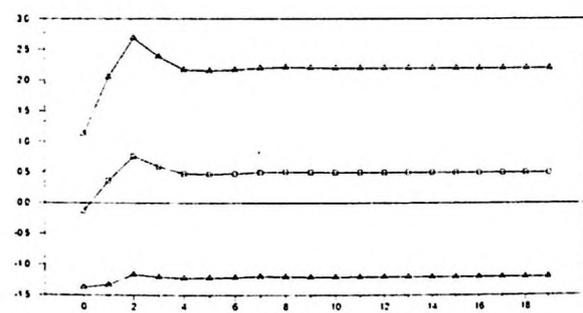
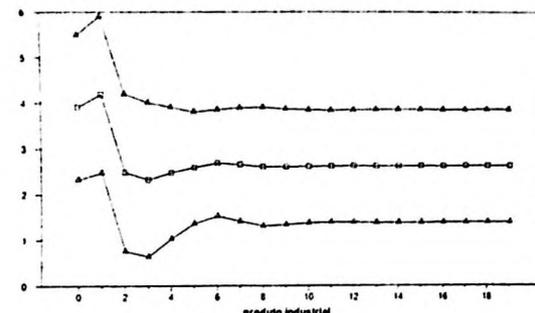
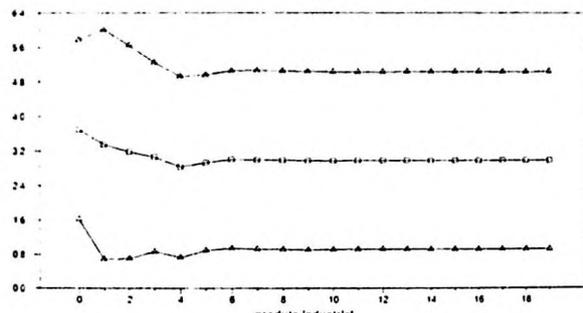
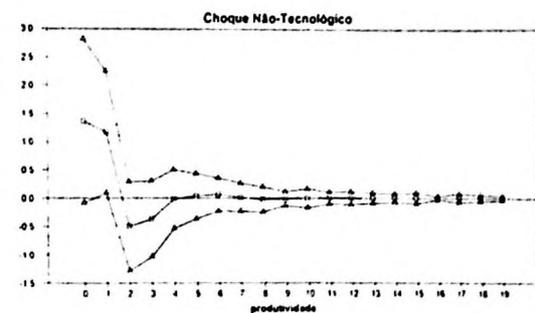
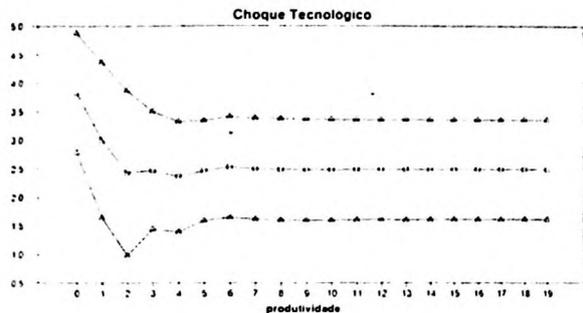


Gráfico 20
 Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
 Horas per capita em Níveis

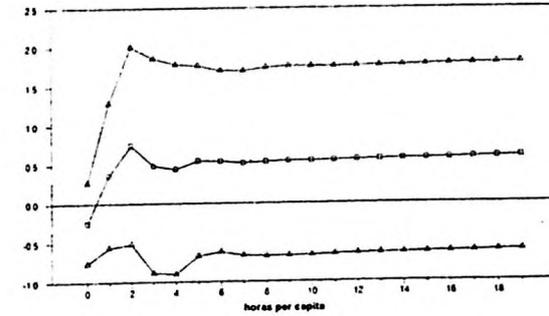
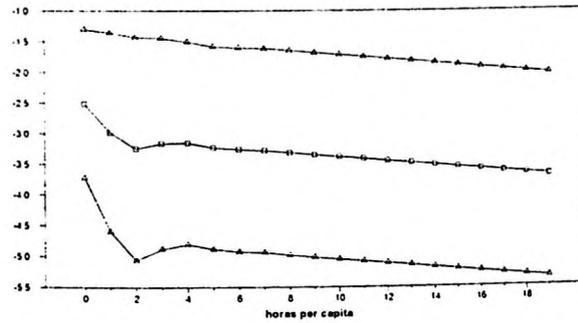
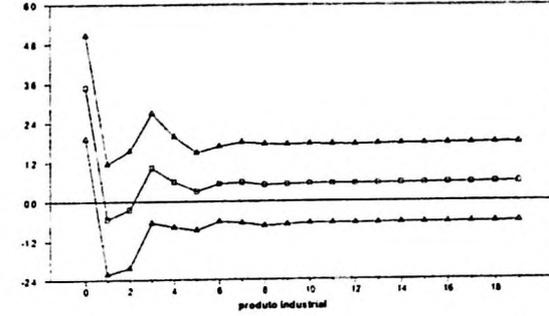
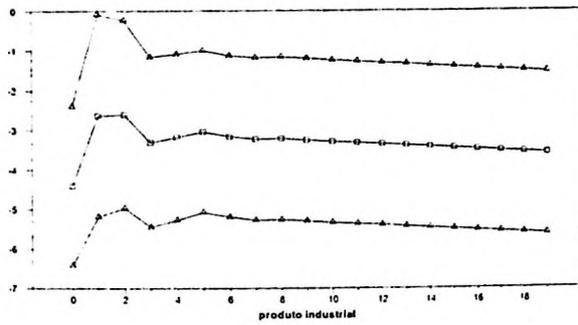
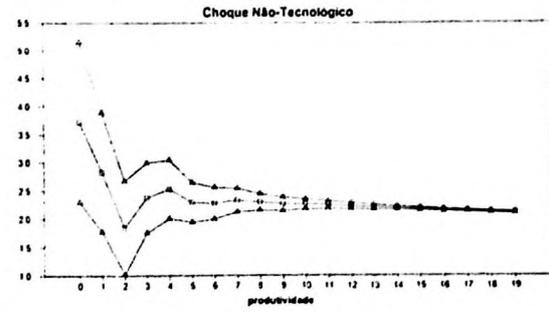
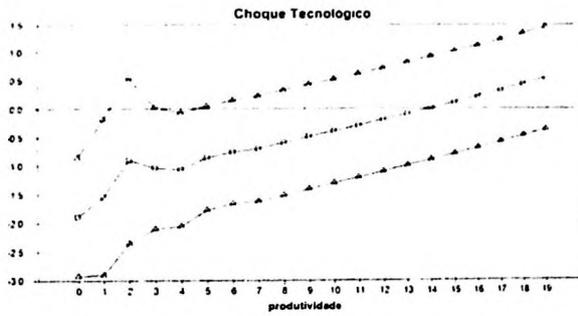


Gráfico 21
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego *per capita* em Primeiras-Diferenças

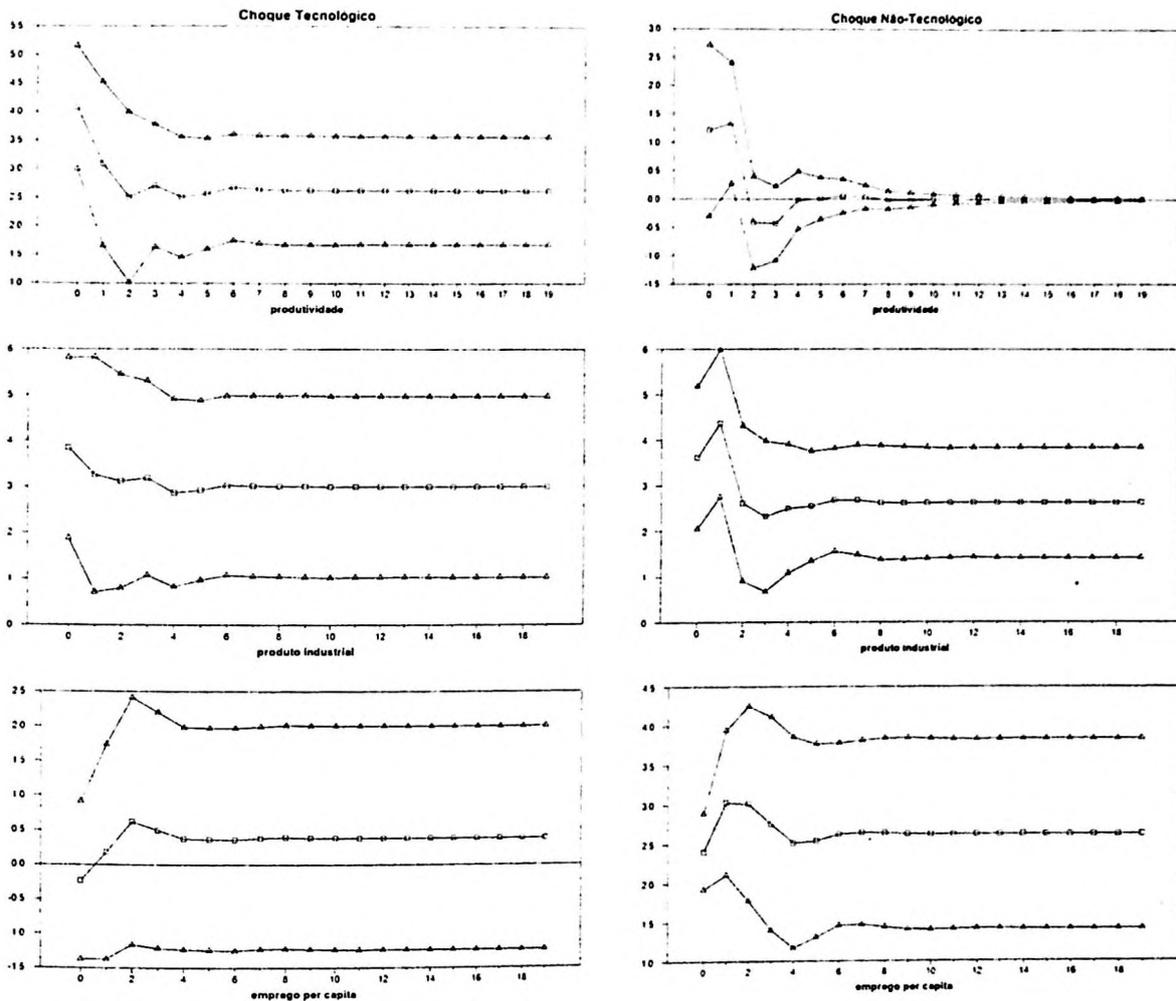
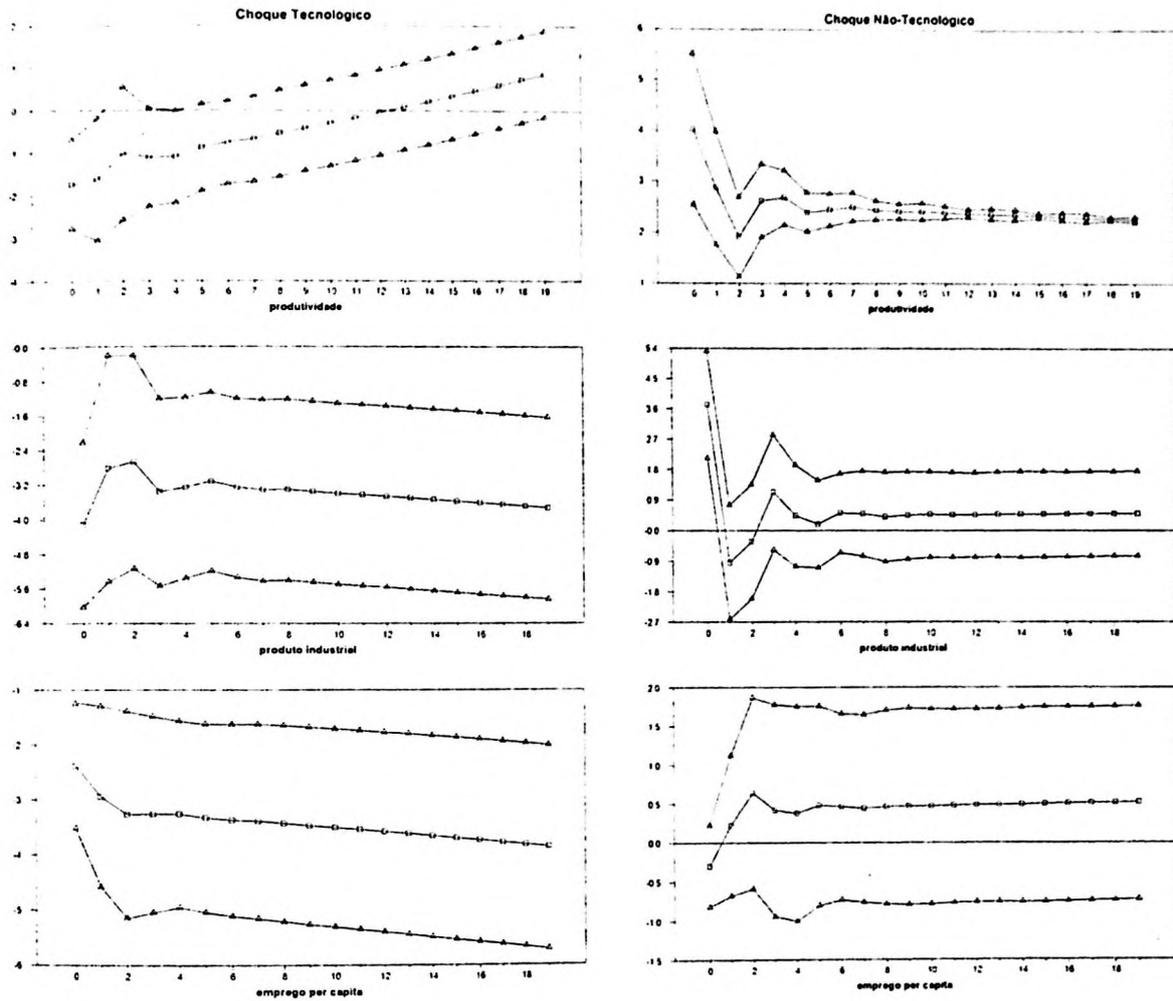


Gráfico 22
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego per capita em Níveis



Conforme podemos notar no caso desses gráficos, temos que os padrões reportados no caso da variável horas *per capita* (especificação em níveis) tendem a ser contra-intuitivos, uma vez que a produtividade chega a cair devido a um choque positivo tecnológico, no caso dos gráficos 20 e 22. Ainda em relação a esses gráficos, é possível notar a violação da condição de identificação do modelo, uma vez que choques de demanda passam a exercer um efeito permanente sobre a variável produtividade (de cerca de 2.5%, no caso).

Um outro resultado relacionado a esses gráficos e que chama bastante atenção é a resposta dinâmica do fator trabalho a choques tecnológicos, no caso da especificação em primeiras-diferenças. Qualquer que seja a medida considerada (horas ou emprego, ambos *per capita*), podemos notar a partir da inspeção dos gráficos 19 e 21, que tal resposta é negativa apenas no instante inicial do choque, passando a ser permanentemente positiva após isto, uma conclusão totalmente distinta dos resultados obtidos para a economia norte-americana.

Este resultado não parece robusto, no entanto, uma vez que o padrão dinâmico do fator trabalho para a indústria brasileira muda completamente quando consideramos outras medidas *per capita* do fator trabalho, como as medidas obtidas a partir do uso da PEA (denotadas como “horas e emprego *per capita* (2)”), conforme exposto nos gráficos 23 a 26 abaixo. No caso de especificações em primeiras-diferenças, a resposta dinâmica do fator trabalho passa a ser ligeiramente negativa. As especificações com o fator trabalho especificado em níveis continua apresentando problemas em termos de violação da condição de identificação do SVAR estimado. Além disso, conforme exposto nos gráficos 24 e 26, o produto também passa a exibir uma resposta negativa a choques tecnológicos, um resultado contraintuitivo, que já ocorria no caso da base de dados de Galí, conforme citado acima.

Gráfico 23
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita (2) em Primeiras-Diferenças

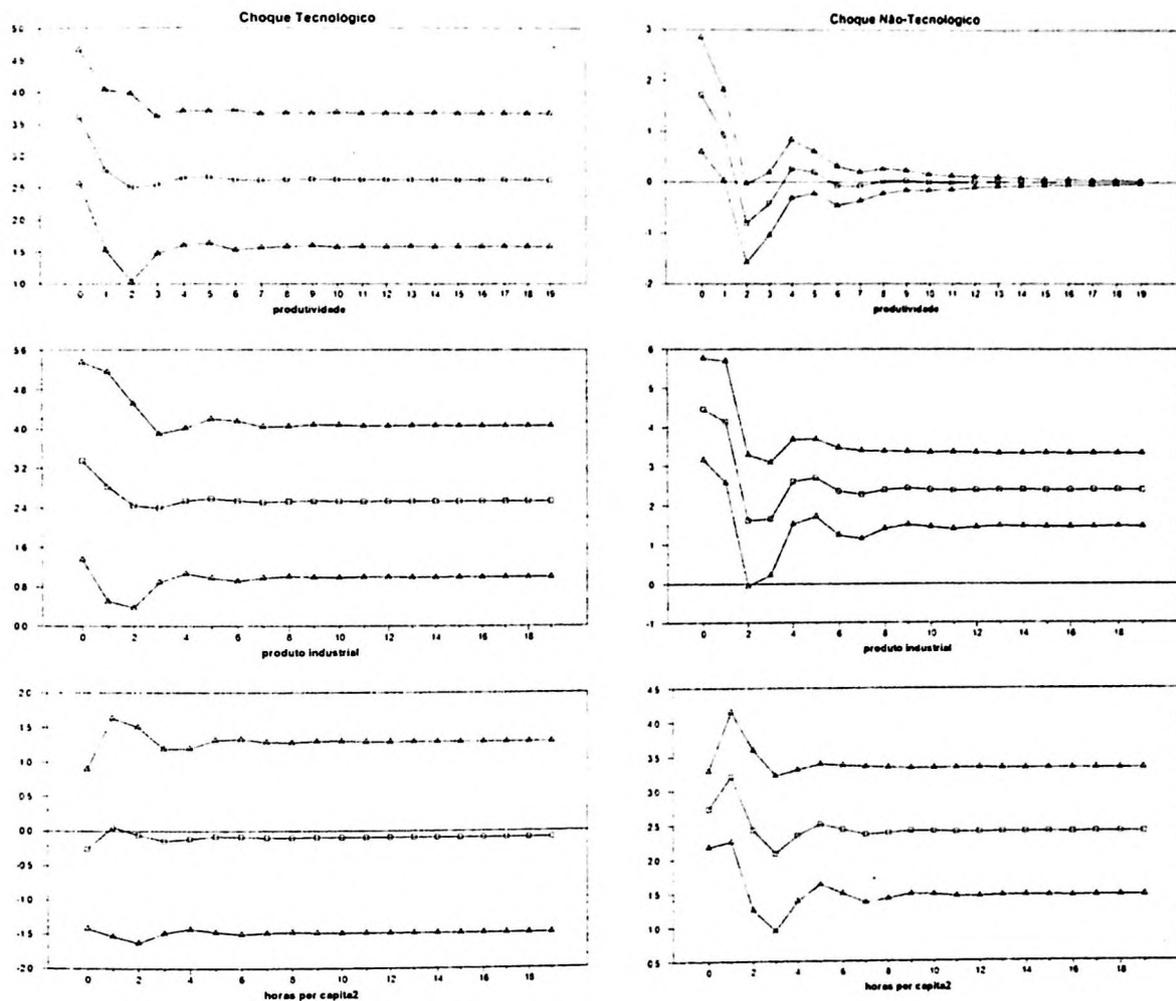


Gráfico 24
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita (2) em Níveis

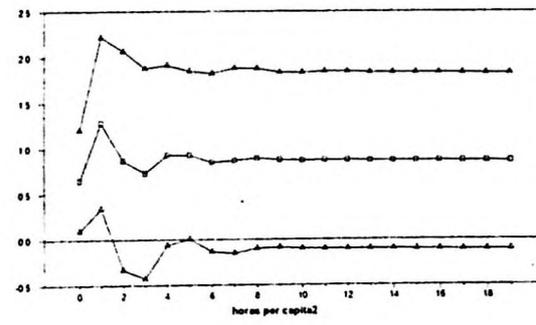
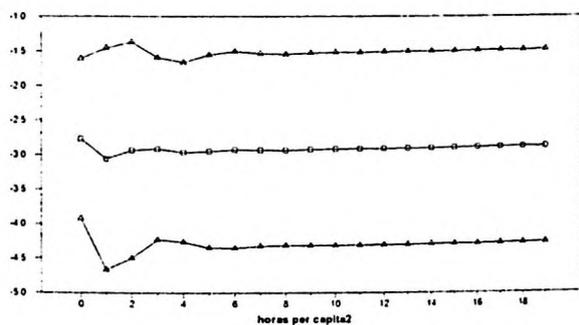
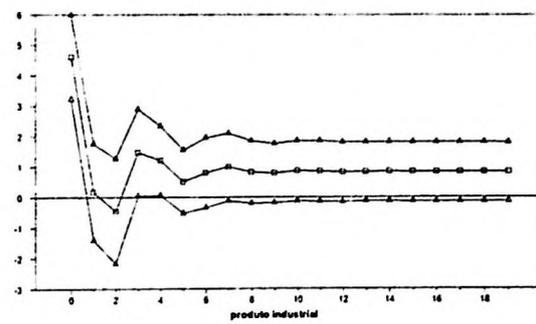
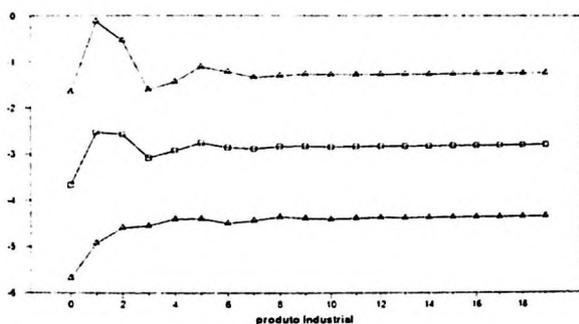
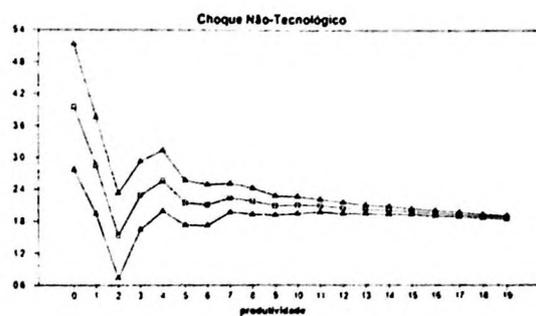
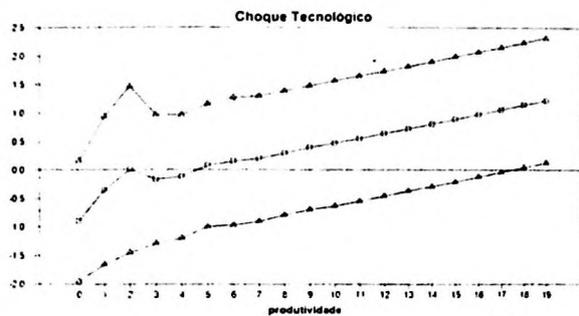


Gráfico 25
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego per capita (2) em Primeiras-Diferenças

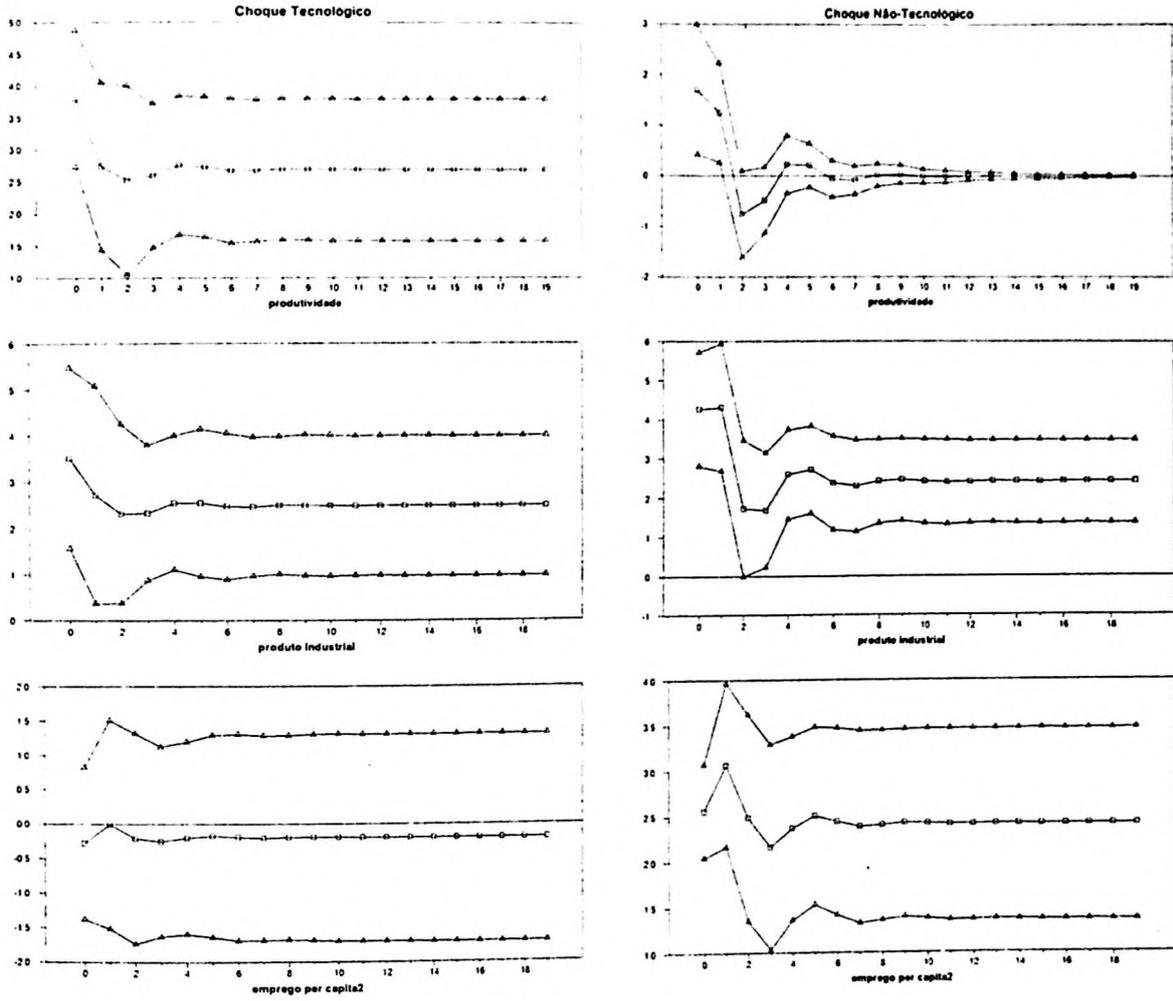
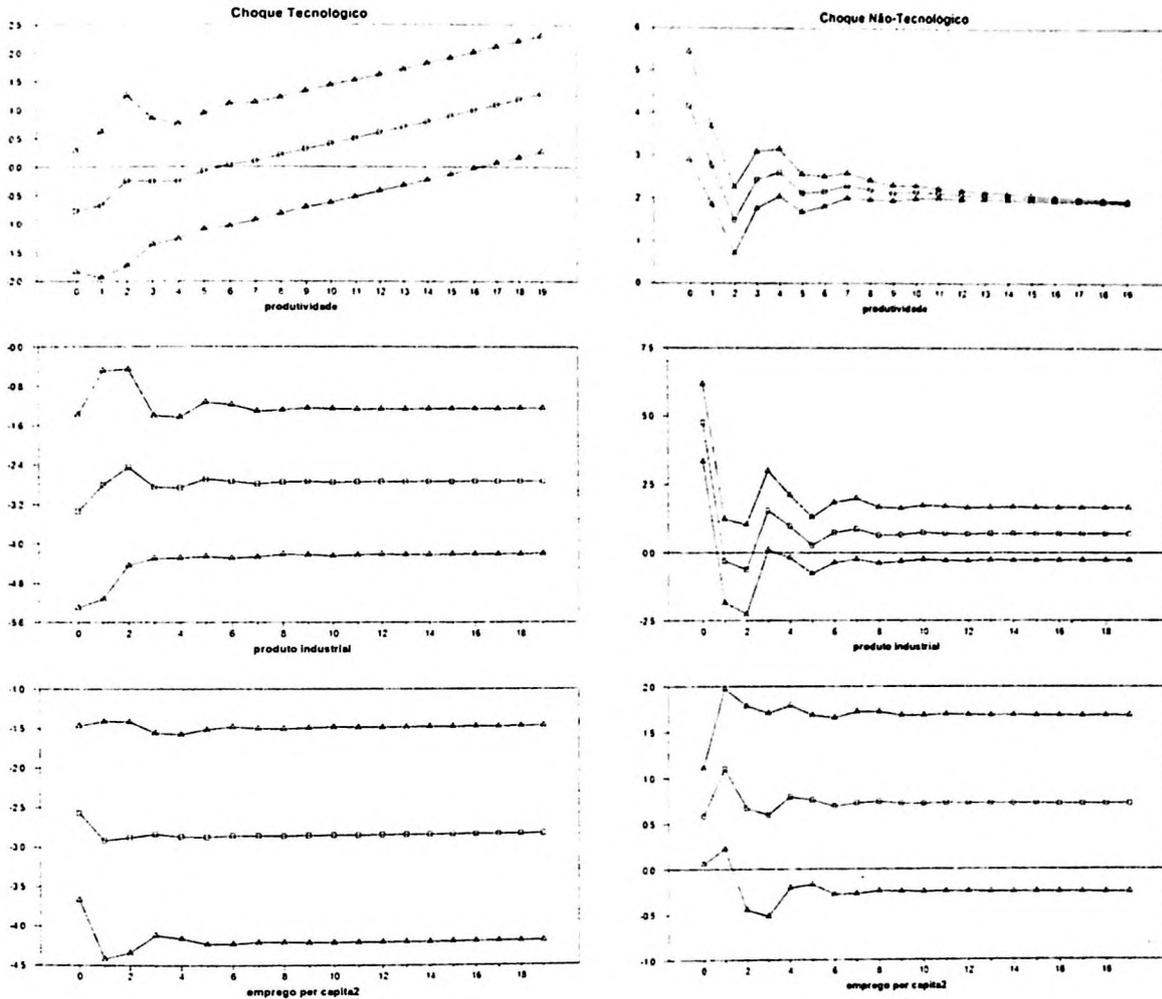


Gráfico 26
 Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
 Emprego per capita (2) em Níveis



A melhor forma de tentar esclarecer esses resultados díspares, no caso, é considerar as FIRs estimadas a partir de sistemas que excluem o ano de 1990 da amostra, dada a robustez dos coeficientes reportados na tabela 31 acima. Os gráficos 27 a 34, abaixo, contêm os resultados relacionados a esses sistemas.

Gráfico 27
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita em Primeiras-Diferenças (sem 1990)

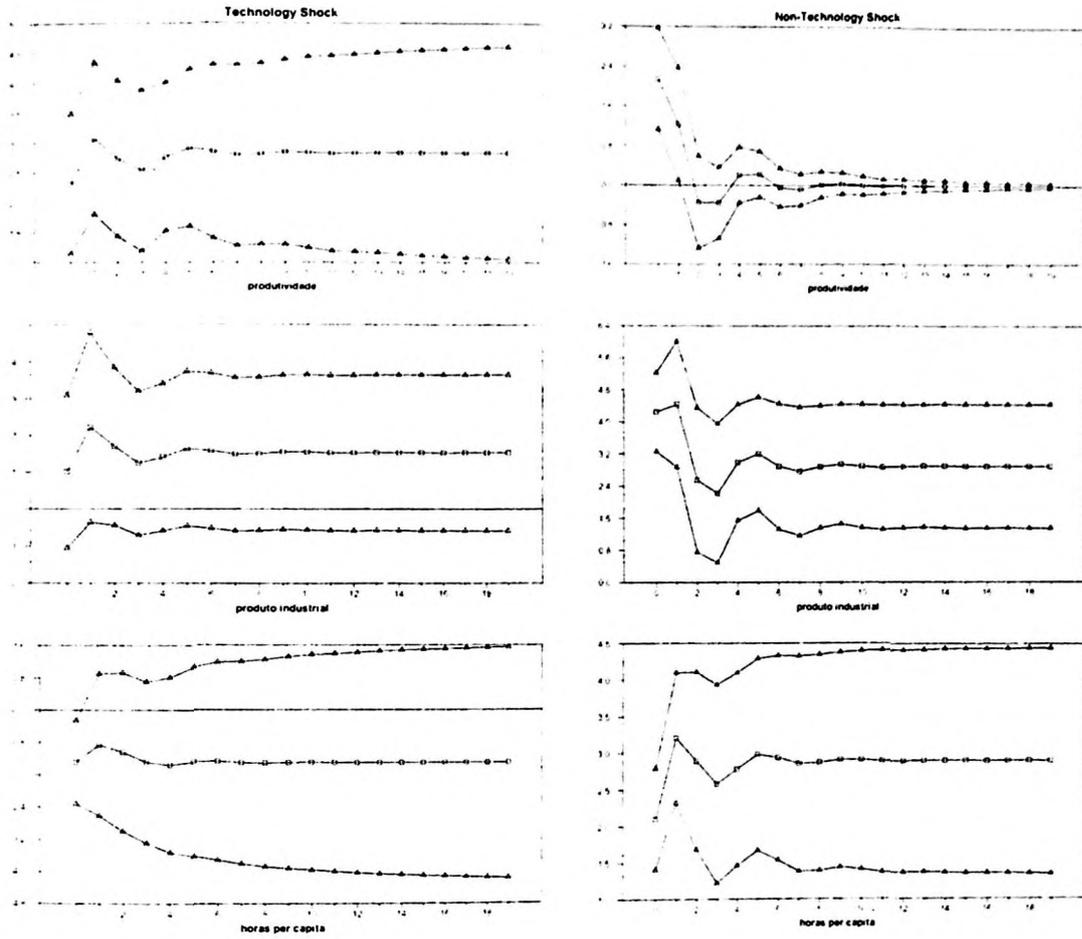


Gráfico 28
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita em Níveis (sem 1990)

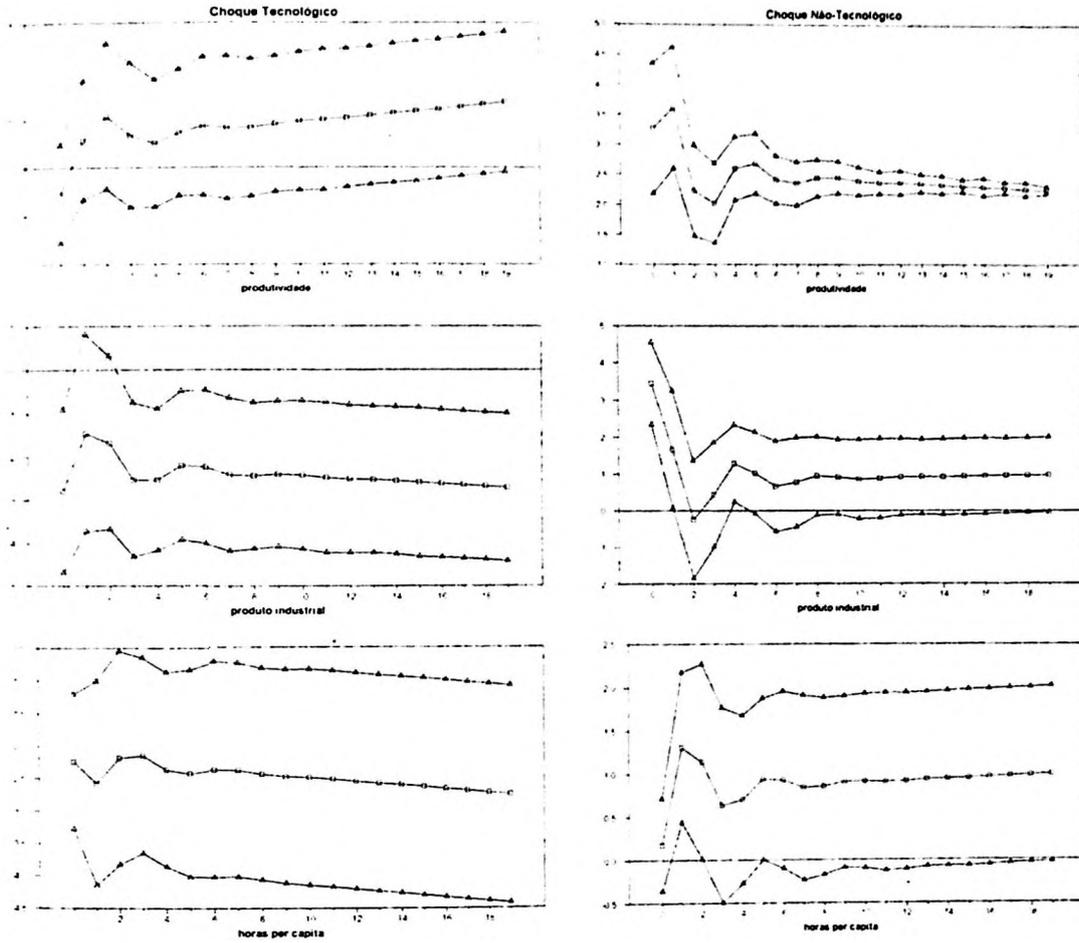


Gráfico 29
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego *per capita* em Primeiras-Diferenças (sem 1990)

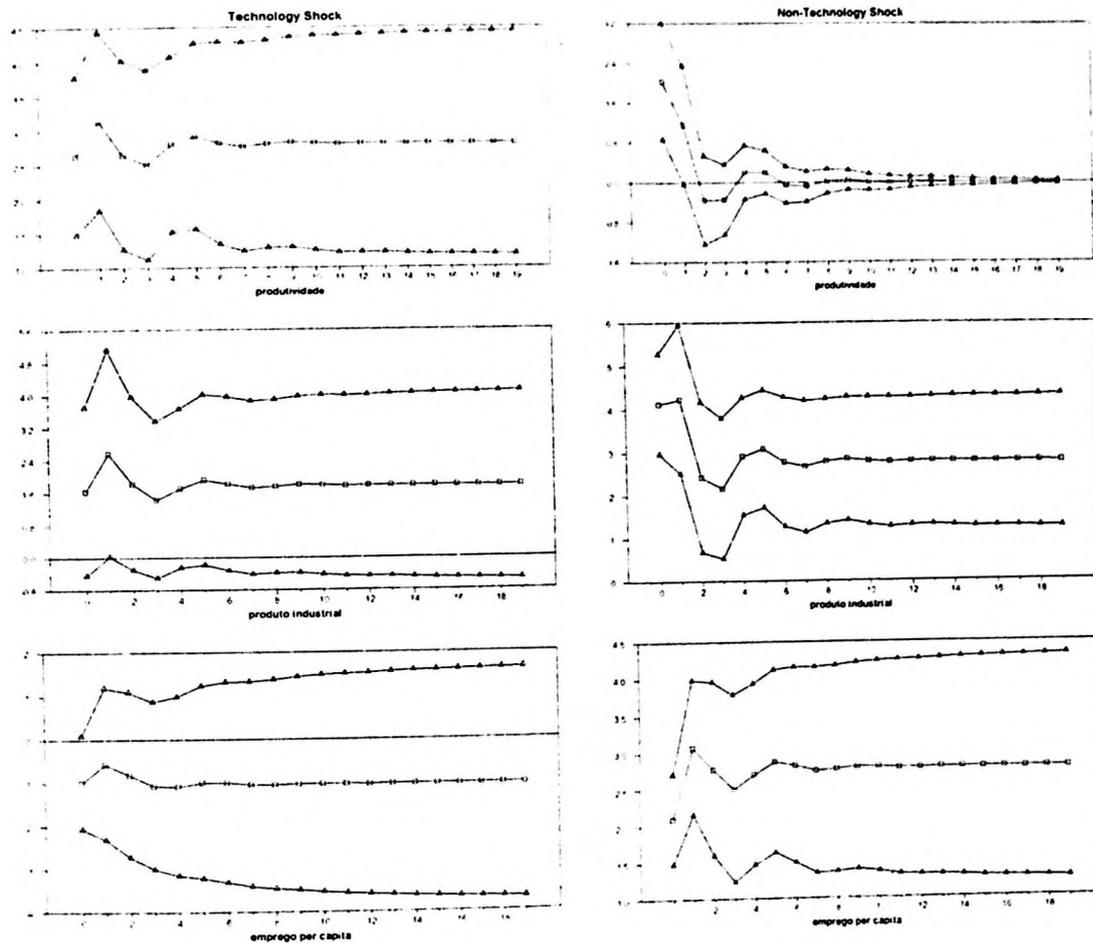


Gráfico 30
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego per capita em Níveis (sem 1990)

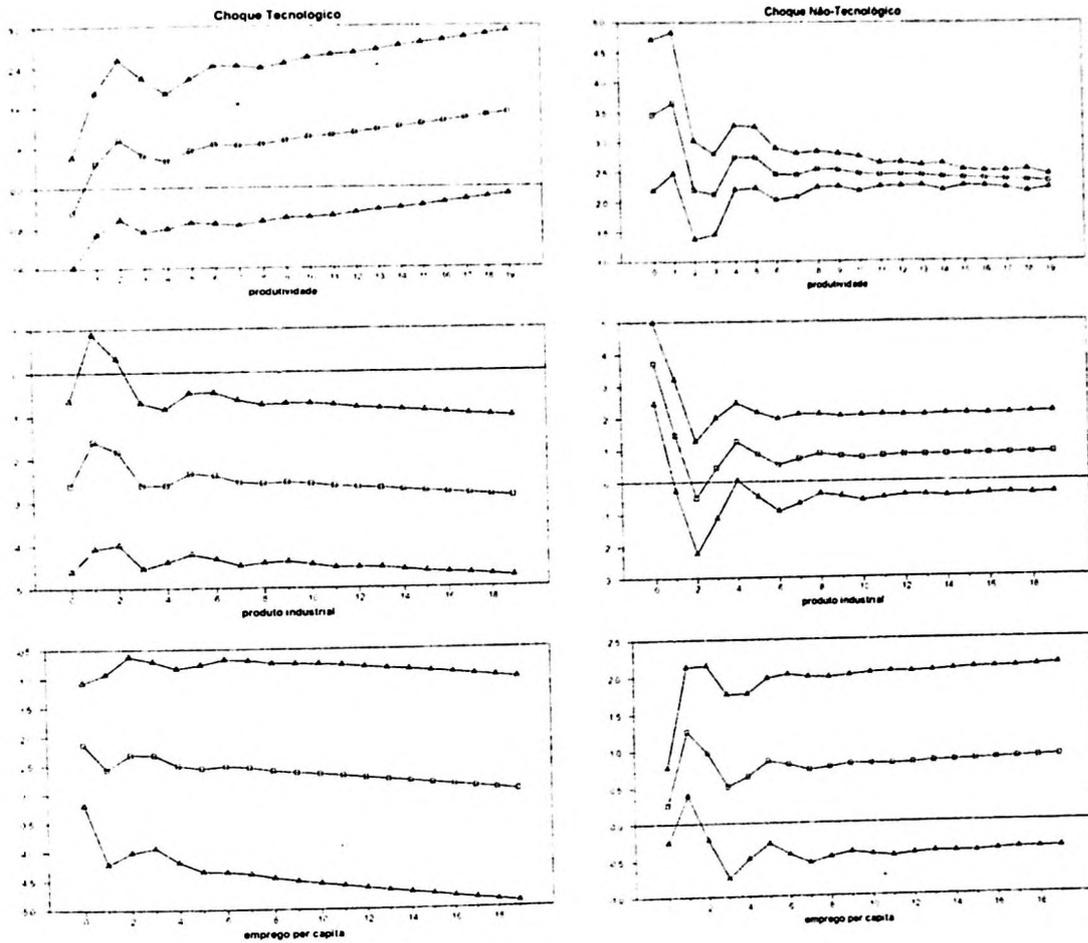


Gráfico 31
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita (2) em Primeiras-Diferenças (sem 1990)

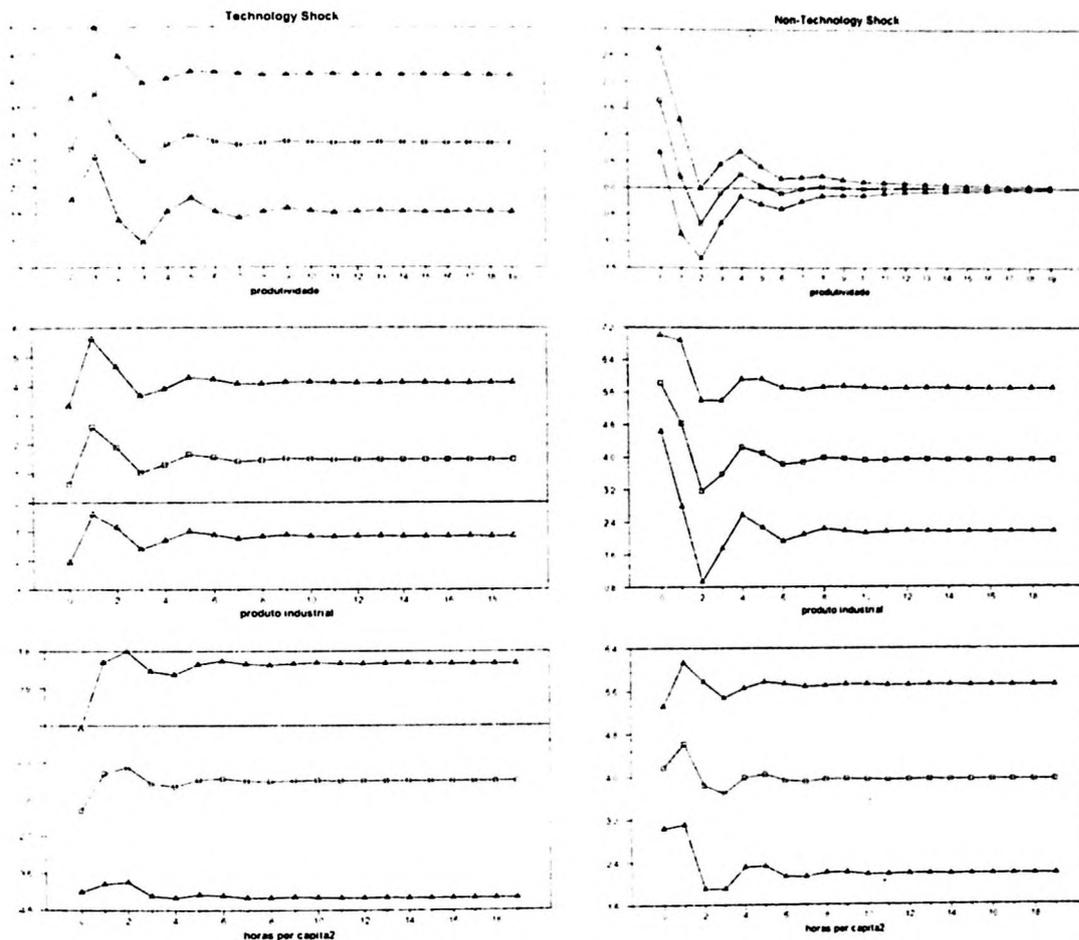


Gráfico 32
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Horas per capita (2) em Níveis (sem 1990)

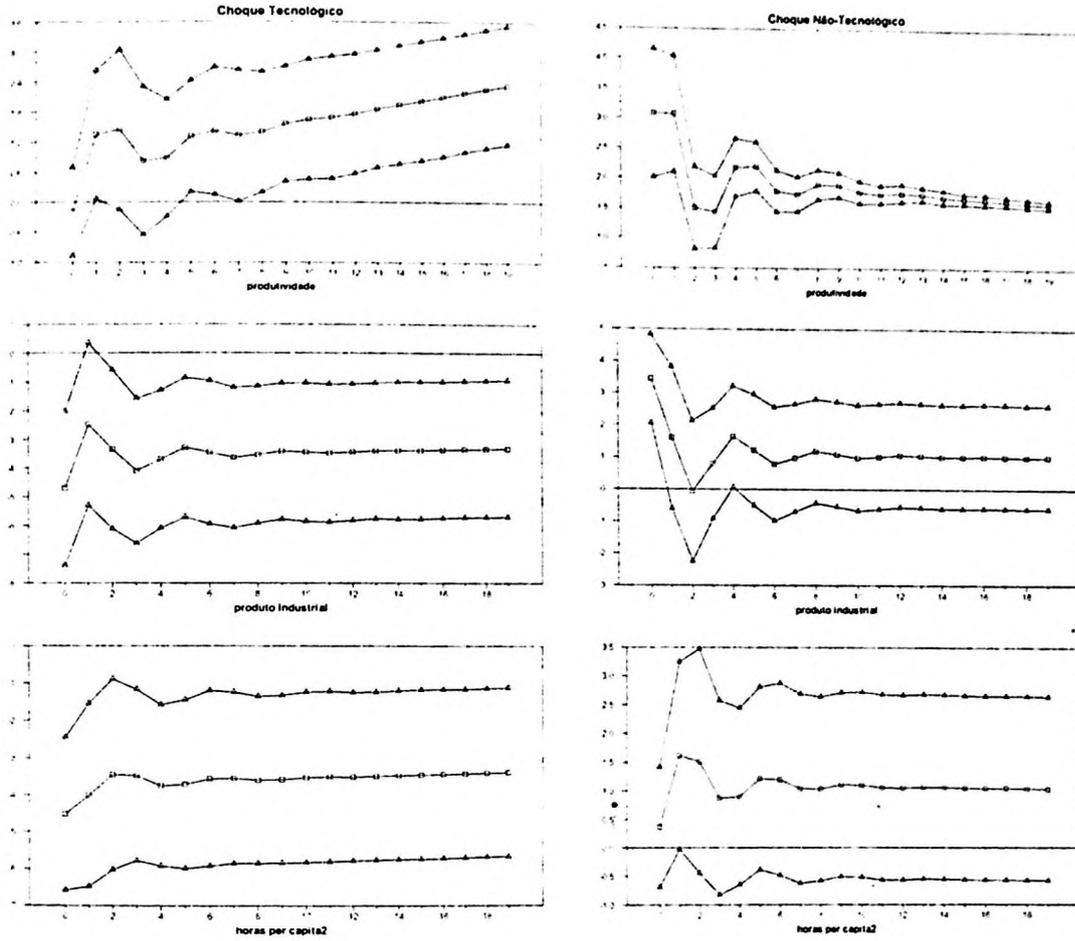


Gráfico 33
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego *per capita* (2) em Primeiras-Diferenças (sem 1990)

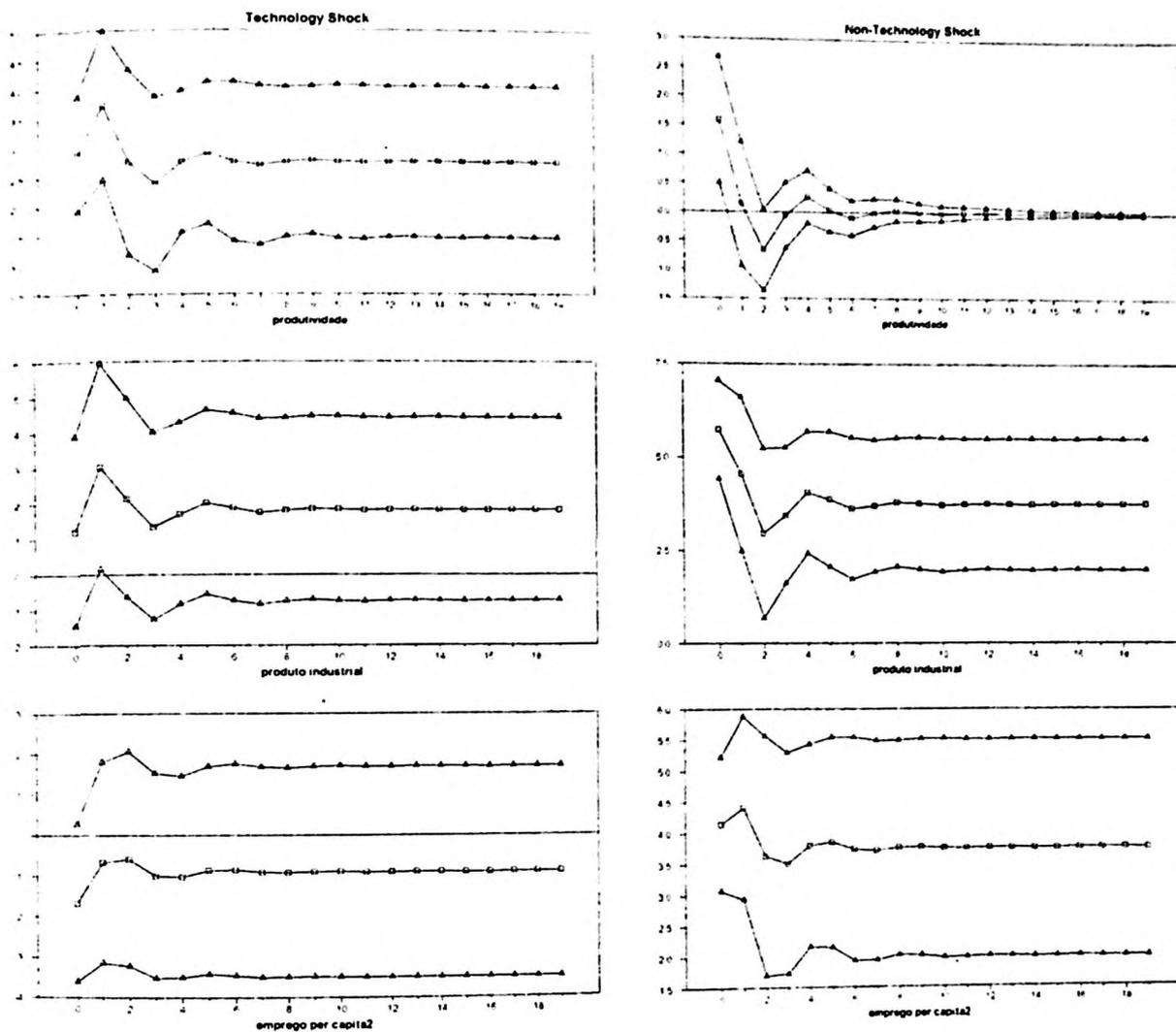
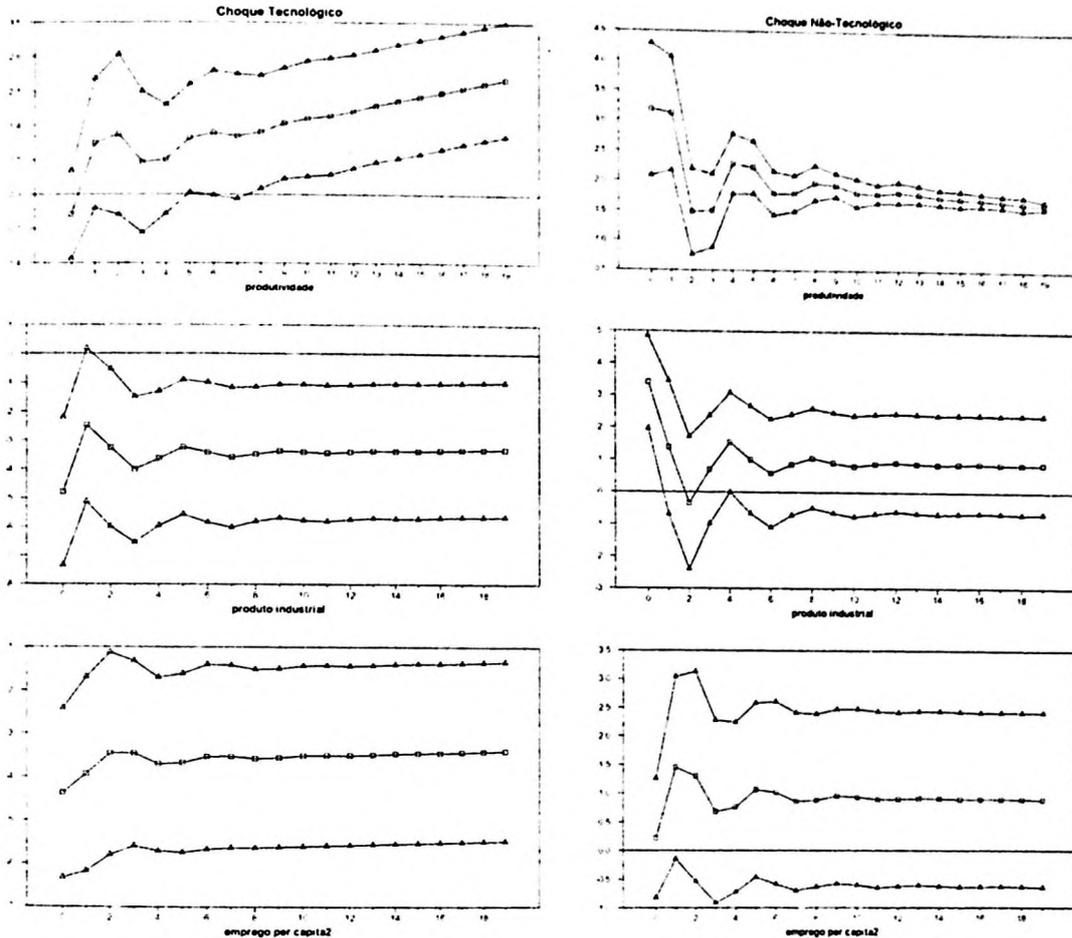


Gráfico 34
Funções Impulso-Resposta: Dados Brasileiros
Emprego *per capita* (2) em Níveis (sem 1990)



Conforme podemos notar a partir da inspeção desses gráficos, os resultados passam a apresentar considerável grau de robustez. Em particular, a resposta dinâmica do fator trabalho, no caso da indústria brasileira, é sempre negativa, não importando a especificação considerada para o processo estocástico seguido por essa variável. Entretanto, no caso de especificações com esse fator em níveis, ocorre sempre a violação da condição de identificação dos SVARs estimados, o que compromete a interpretação dos resultados daí advindos. Do mesmo modo, o produto industrial apresenta, em todos os casos, uma resposta dinâmica negativa a choques tecnológicos, o que ajuda a comprometer mais ainda essa especificação. Em suma, ao retirarmos o ano de 1990 da amostra relacionada à indústria brasileira, podemos notar que os resultados obtidos passam a ser bastante robustos, estando de acordo com os resultados de Galí

(1996b, 1999) e Francis e Ramey (2001) para a economia norte-americana, ao mesmo tempo em que colocam em dúvida algumas das críticas contidas em Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

Um teste adicional reportado em Francis e Ramey (2001, p.12) segue a lógica dos testes de “exogeneidade” de Hall (1988, 1990) e Evans (1992). Para verificar a adequação de especificações alternativas, os autores realizam testes de Granger-causalidade relacionando os componentes tecnológico e de demanda extraídos a partir dos SVARs estimados com outras variáveis macroeconômicas (que, empiricamente, demonstram exercer efeitos consideráveis sobre o produto norte-americano). Essas variáveis macroeconômicas são as seguintes: as *Romer Dates*, as *War Dates* construídas por Ramey e Shapiro (1998) para estudar o efeito de gastos do governo, *dummies* para choques de petróleo construídas por Hoover e Pérez (1994) e uma medida de taxa de juros (*federal funds rate*). A lógica do teste é a seguinte: se as especificações consideradas estão corretas, então os componentes tecnológicos extraídos a partir delas deverão obedecer à propriedade de invariância de Hall (1988). Ou seja, esses componentes deverão ser equivalentes a choques tecnológicos “exógenos” (no sentido usualmente empregado nessa literatura), não sendo correlacionados, a princípio, com nenhuma outra variável macroeconômica. Os resultados obtidos pelos autores demonstram que essa propriedade só é confirmada no caso da especificação do SVAR onde horas entram em primeiras-diferenças. No caso de especificações de horas em níveis, as propriedades dos componentes tecnológico e de demanda são praticamente invertidas, com os primeiros sendo Granger-causados pela maioria das variáveis macroeconômicas consideradas, enquanto que os componentes de demanda passam a ser “exógenos”.

Nas tabelas 37 e 38 reportamos resultados desse tipo de teste para os componentes tecnológico e de demanda extraídos a partir das especificações alternativas dos SVARs estimados, levando em conta as medidas provenientes das três bases de dados consideradas ao longo do período 1948:02/1994:04 para os Estados Unidos. No caso, usamos as mesmas variáveis macroeconômicas que Francis e Ramey, procurando checar se estas exercem algum poder preditivo em relação aos componentes tecnológico e de demanda extraídos de cada especificação. Basicamente, os testes consideram especificações univariadas contendo valores correntes e defasados (quatro defasagens) das variáveis *dummy* como regressores em uma especificação onde a variável dependente é um dos componentes extraídos dos SVARs estimados. No caso de especificações envolvendo a medida de taxa de juros, são incluídos dentre os regressores apenas quatro defasagens dessa variável, uma vez que a taxa de juros pode responder contemporaneamente a choques tecnológicos (Francis e Ramey, p.12-13).

Adicionalmente, não são incluídos valores defasados dos componentes nas especificações devido ao fato destes serem não-autocorrelacionados, por construção⁵⁴.

Tabela 37
Testes de Granger-Causalidade: Modelo com Horas em Primeiras-Diferenças, Economia Americana

Choque	Variáveis Macroeconômicas			
	<i>Ramey-Shapiro Dates</i>	<i>Hoover-Perez Dates</i>	<i>Romer-Romer Dates</i>	<i>Federal Funds Rate</i>
Gali				
<i>Tecnológico</i>	.166	.589	.322	.129*
<i>Não-Tecnológico</i>	.004***	.000***	.005***	.000***
Francis-Ramey				
<i>Tecnológico</i>	.201	.905	.446	.355
<i>Não-Tecnológico</i>	.535	.000***	.016**	.000***
Christiano <i>et al.</i>				
<i>Tecnológico</i>	.12	.956	.442	.753
<i>Não-Tecnológico</i>	.135	.000***	.009***	.000***

Fonte: Elaboração própria a partir de bases de dados de Gali (1999), Francis e Ramey (2001) e Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

Notas:

(a) Período amostral comum de análise: 1948:02/1994:04.

(b) Testes de Granger-causalidade realizados a partir de estimações envolvendo a regressão dos componentes extraídos do SVAR em um termo constante, um valor corrente e quatro defasagens das variáveis *dummies* consideradas (exceto no caso da *Federal Funds Rate*, onde não são incluídos valores correntes). Os valores reportados na tabela equivalem às probabilidades associadas à hipótese nula do teste de que os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero

(c) Os termos (*), (**), (***) equivalem à rejeição da hipótese nula dos testes de Granger-causalidade considerados aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 38
Testes de Granger-Causalidade: Modelo com Horas em Níveis, Economia Americana

Choque	Variáveis Macroeconômicas			
	<i>Ramey-Shapiro Dates</i>	<i>Hoover-Perez Dates</i>	<i>Romer-Romer Dates</i>	<i>Federal Funds Rate</i>
Gali				
<i>Tecnológico</i>	.254	.075*	.358	.074*
<i>Não-Tecnológico</i>	.042**	.093*	.094*	.000***
Francis-Ramey				
<i>Tecnológico</i>	.06*	.046**	.555	.006***
<i>Não-Tecnológico</i>	.423	.37	.103	.000***
Christiano <i>et al.</i>				
<i>Tecnológico</i>	.032**	.046**	.609	.001***
<i>Não-Tecnológico</i>	.272	.315	.184	.683

Fonte: Elaboração própria a partir de bases de dados de Gali (1999), Francis e Ramey (2001) e Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003).

Notas:

(a) Período amostral comum de análise: 1948:02/1994:04.

(b) Testes de Granger-causalidade realizados a partir de estimações envolvendo a regressão dos componentes extraídos do SVAR em um termo constante, um valor corrente e quatro defasagens das variáveis *dummies* consideradas (exceto no caso da *Federal Funds Rate*, onde não são incluídos valores correntes). Os valores reportados na tabela equivalem às probabilidades associadas à hipótese nula do teste de que os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero.

(c) Os termos (*), (**), (***) equivalem à rejeição da hipótese nula dos testes de Granger-causalidade considerados aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

⁵⁴ Devido a essa propriedade dos componentes extraídos a partir dos SVARs, não faz sentido realizarmos testes de Granger-causalidade multivariados neste contexto.

A partir desses resultados, podemos chegar à mesma conclusão obtida anteriormente por Francis e Ramey. No caso, a estimação de um modelo com horas em níveis tem um custo alto: os novos componentes tecnológicos extraídos a partir dos SVARs estimados dificilmente exibem propriedades condizentes com choques de produtividade “exógenos” (no sentido proposto por Hall-Evans).

No caso de dados brasileiros, procedemos de maneira semelhante. Entretanto, em termos de variáveis macroeconômicas para o contexto nacional, voltamos a utilizar as variáveis usadas nos testes de Granger-causalidade univariados (variáveis em primeiras ou segundas-diferenças). Os resultados dos testes de Granger-causalidade para o contexto brasileiro estão contidos nas tabelas 39 e 40 abaixo:

Tabela 39
Testes de Granger-Causalidade: Modelo com Fator Trabalho em Primeiras-Diferenças, Indústria Brasileira

	M1	Selic	Preços (IGP-DI)	Gastos Governo	PNB (EUA)	Juros (EUA)
Horas						
<i>Tecnológico</i>	.256	.29	.637	.646	.657	.406
<i>Não-Tecnológico</i>	.000***	.002***	.001***	.442	.281	.608
Emprego						
<i>Tecnológico</i>	.016**	.118	.113	.793	.574	.774
<i>Não-Tecnológico</i>	.016**	.007***	.024**	.493	.331	.491
Horas per capita						
<i>Tecnológico</i>	.003***	.000***	.000***	.923	.992	.53
<i>Não-Tecnológico</i>	.015**	.203	.025**	.944	.849	.808
Emprego per capita						
<i>Tecnológico</i>	.001***	.000***	.000***	.968	.924	.749
<i>Não-Tecnológico</i>	.061**	.241	.086**	.864	.975	.841

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

a) Os valores reportados na tabela equivalem a probabilidades associadas à hipótese nula do teste de Granger-causalidade, com especificações incluindo uma constante, um valor corrente e quatro valores defasados de cada uma das variáveis macroeconômicas consideradas. No caso da taxa Selic, são considerados apenas quatro valores defasados dessa variável.

b) Os termos (*), (**), (***) equivalem à rejeição da hipótese nula dos testes de Granger-causalidade considerados aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 40
Testes de Granger-Causalidade: Modelo com Fator Trabalho em Níveis, Indústria Brasileira

Componente	M1	Selic	Preços (IGP-DI)	Gastos Governo	PNB (EUA)	Juros (EUA)
Horas						
<i>Tecnológico</i>	.000***	.000***	.000***	.434	.461	.597
<i>Não-Tecnológico</i>	.039**	.019**	.072*	.649	.673	.458
Emprego						
<i>Tecnológico</i>	.016***	.000***	.011**	.317	.205	.469
<i>Não-Tecnológico</i>	.000***	.000***	.000***	.899	.676	.764
Horas per capita						
<i>Tecnológico</i>	.003***	.043**	.015**	.735	.96	.65
<i>Não-Tecnológico</i>	.014**	.000***	.001***	.908	.835	.372
Emprego per capita						
<i>Tecnológico</i>	.021**	.093**	.08**	.798	.92	.719
<i>Não-Tecnológico</i>	.003***	.000***	.000***	.931	.865	.582

Fonte: Elaboração própria.

Notas:

a) Os valores reportados na tabela equivalem a probabilidades associadas à hipótese nula do teste de Granger-causalidade, com especificações incluindo uma constante, um valor corrente e quatro valores defasados de cada uma das variáveis macroeconômicas consideradas. No caso da taxa Selic, são considerados apenas quatro valores defasados dessa variável.

b) Os termos (*), (**), (***) equivalem à rejeição da hipótese nula dos testes de Granger-causalidade considerados aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Um resultado robusto, no caso, é que as variáveis que antes não Granger-causavam as medidas de TFP consideradas na seção contendo resultados de testes do gênero envolvendo esses dados, continuam não fazendo-o. Quando consideramos medidas comuns de horas nas estimações SVAR, os resultados vão de acordo com o teste original de Francis-Ramey. Ou seja, no caso da especificação onde horas entram em primeiras-diferenças, o componente tecnológico não é Granger-causado por nenhuma outra variável macroeconômica. O mesmo não pode ser dito no caso do componente de demanda ou no caso dos componentes extraídos de um SVAR onde horas entram em níveis. No caso de medidas de emprego, os resultados caminham na mesma direção, embora o componente tecnológico extraído a partir de um SVAR onde o emprego entra em primeiras-diferenças sofra a influência do conceito M1 de moeda (no caso da taxa Selic e do IGP-DI, só rejeitamos a hipótese nula do teste a um nível de 15% de significância).

A evidência, no caso de medidas *per capita* é, no entanto, ambígua. Quando consideramos medidas do fator trabalho em termos *per capita*, os resultados mostram que não há um padrão claro que possa ser extraído dos resultados obtidos. Conforme citado anteriormente, essa ambigüidade de resultados de testes de Granger-causalidade pode estar refletindo a inadequação das medidas usadas como *proxies* para o fator trabalho *per capita* (ou seja, a inadequação da transformação específica feitas sobre as variáveis originais). De

qualquer modo, a evidência no caso de dados industriais brasileiros não é tão clara quanto no caso de dados agregados da economia norte-americana.

Resumindo os resultados deste capítulo, podemos observar os seguintes padrões para os dados brasileiros:

- i. As propriedades estatísticas de medidas de TFP são afetadas de maneira substancial quando da incorporação de taxas variáveis de utilização dos fatores ao longo do ciclo, um resultado em acordo com a evidência relacionada à economia norte-americana, conforme ressaltado originalmente por Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996).
- ii. Medidas de TFP corrigidas não são, em geral, Granger-causadas por outras variáveis macroeconômicas que afetam o produto agregado, ao contrário de medidas que não levam em conta tais correções.
- iii. Estimativas obtidas a partir de SVARs relacionando medidas de produtividade e do fator trabalho indicam que os resultados vão de acordo com os resultados obtidos por Galí (1996b, 1999) para outros países. Em geral, os coeficientes estimados para as correlações condicionais são significativos e possuem o sinal esperado. Também verificamos a ocorrência de retornos crescentes de curto prazo para o fator trabalho na indústria brasileira. Nossos resultados são robustos a diversas questões. Especificamente, os resultados apresentam um grau considerável de robustez quando o ano de 1990 é retirado da amostra. Ao considerarmos as críticas de Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003), acabamos também por confirmar a robustez dos resultados de Galí e Francis e Ramey, tanto para a economia norte-americana quanto para a economia brasileira.

4. Conclusões e Agenda de Pesquisa Futura

No trabalho de dissertação desenvolvido, realizamos diversos exercícios empíricos para países selecionados, procurando verificar a validade de algumas hipóteses relacionadas à primeira geração de modelos RBC.

Nossos resultados demonstram que o resíduo de Solow, assim como no caso norte-americano, representa uma *proxy* no mínimo problemática para esses modelos. Mais importante ainda é o fato do resíduo de Solow apresentar padrões nitidamente distintos quando comparamos a economia brasileira com outras economias, o que torna inadequado o procedimento de se “importar” valores de parâmetros advindos de estudos relacionados à economia norte-americana para o contexto nacional.

Um resultado notável, no caso, diz respeito às mudanças que essas medidas passam a exibir em termos de propriedades estatísticas quando da inclusão de taxas variáveis de utilização dos fatores de produção. Os resultados obtidos estão em consonância com os resultados reportados por Burnside, Eichenbaum e Rebelo (1996), relacionados à indústria norte-americana. Um ponto que vale à pena ressaltarmos é o seguinte: ao mesmo tempo em que os resultados obtidos vão contra caracterizações “ingênuas” do resíduo de Solow como *proxy* para choques tecnológicos, também tendem a reforçar a lógica RBC, uma vez que fazem com que a volatilidade de choques dessa espécie possa ser considerada como nitidamente inferior aos valores propostos na primeira geração de modelos. No caso, mecanismos de propagação específicos seriam responsáveis pela geração de choques nas magnitudes observadas na realidade, conforme colocado originalmente por King e Rebelo (2000).

Assim como no estudo de Evans (1992), o resíduo de Solow, no caso de medidas simples de produtividade que não levem em conta variações na utilização dos fatores não pode ser tido como “exógeno”, o que confirma sua interação com outras variáveis macroeconômicas, especialmente aquelas relacionadas à condução da política monetária. Apesar das limitações inerentes a esse conceito de exogeneidade, os resultados obtidos podem estar apontando na direção de um problema de especificação (teórica) dos primeiros modelos RBC, já que estes partiam, em geral, da hipótese básica de choques de produtividade exógenos como geradores de ciclos de negócios.

A decomposição da correlação trabalho-produtividade em seus componentes tecnológico e de demanda também confirma a validade da crítica de Galí (1996b, 1999) ao contexto industrial brasileiro. Os resultados obtidos são robustos à inclusão de variáveis adicionais nos sistemas estimados, bem como a variações do período amostral. Especificamente, os resultados tendem a melhorar significativamente quando excluimos da análise o ano de 1990.

Do mesmo modo, o resultado tende a ser robusto a algumas das críticas recentes feitas por Christiano, Eichenbaum e Vigfusson (2003) aos resultados originais de Galí. No caso, o padrão dinâmico da variável horas trabalhadas permanece o mesmo para distintas especificações do processo estocástico seguido por essa variável, tanto no caso brasileiro quanto no caso norte-americano. Especificações com o fator trabalho em níveis invariavelmente violam a condição de identificação básica dos SVARs estimados, o que tende a comprometer os resultados daí advindos. Em termos de testes de Granger-causalidade dos componentes tecnológico e não-tecnológico extraídos a partir das estimações realizadas, os resultados também apontam na direção de especificações onde o fator trabalho é modelado em primeiras-diferenças, ao invés de níveis, embora a evidência relacionada ao caso brasileiro não seja tão clara quanto no caso americano. Ainda parece cedo, entretanto, para obtermos respostas empíricas precisas nesse sentido. Pesquisas futuras que usem métodos e períodos amostrais diferenciados poderão ser extremamente úteis no sentido de fornecerem (ou não) maior robustez aos resultados aqui descritos.

É provável que outros tipos de choque, além de choques puramente tecnológicos desempenhem papel fundamental na geração de ciclos em nossa economia. Exemplos nesse sentido seriam fatores de ordem política e institucional, dado o caráter complexo da economia brasileira e as constantes intervenções governamentais sofridas nas últimas décadas. A presente análise apresenta uma limitação básica nesse sentido: não atentar para uma contextualização histórico-institucional detalhada do ciclo, uma vez que considera (pelo menos implicitamente) o período de análise como relativamente homogêneo. Entretanto, esta também é uma limitação das análises nas quais nos baseamos.

Apesar das limitações de nossa análise, não há porque interromper a condução de pesquisa do gênero. Ainda há muito trabalho a ser feito, com algumas das sugestões de pesquisa nesse sentido sendo as seguintes:

- (i) Realização de estudos de cunho histórico-institucional, de modo a ser possível qualificar melhor alguns episódios macroeconômicos ocorridos no país, conforme sugerido por Zarnowitz (1985) e conduzido por Serra (1983) há cerca de vinte anos.
- (ii) Elaboração de modelos teóricos distintos que, mesmo seguindo a metodologia RBC, contemplem hipóteses relacionadas ao contexto nacional, uma sugestão também contida em Ellery, Gomes e Sachsida (2001, 2002). Uma aplicação interessante nesse sentido seria a elaboração de um modelo nos moldes de Long e

- Plosser (1983), cuja confrontação empírica poderia ser realizada a partir de dados de matrizes insumo-produto, disponíveis para alguns anos no país.
- (iii) Calibração de modelos nos moldes daquele proposto por Galí (1996b, 1999), também útil à avaliação dos impactos de diferentes esquemas de condução de política monetária, nas linhas sugeridas por Dotsey (1999) e Galí, López-Salido e Vallés (2003).
 - (iv) Elaboração e calibração de modelos RBC que levem em conta choques do tipo “*investment-specific*”, capazes de afetar apenas a geração mais recente de bens de capital, na linha proposta por Greenwood, Hercowitz e Huffman (1988). Além dessa hipótese parecer, à primeira vista, mais aceitável do que a hipótese usual nos modelos RBC iniciais (com choques tecnológicos afetando de maneira uniforme todos os setores da economia), sua relevância empírica cresceu consideravelmente nos últimos anos, conforme ressaltado por Fisher (2002).
 - (v) Realização de estudos empíricos relacionados a modelos RBC que envolvam outras técnicas econométricas. Uma extensão natural nesse sentido seria testar condições de primeira ordem desses modelos via GMM ou, alternativamente, testes baseados no procedimento modificado proposto por Christiano e Eichenbaum (1992). Outra possibilidade seria o uso conjunto de técnicas de estimação e calibração, uma sugestão contida em Hendry (1995) e aplicada recentemente ao contexto nacional por Ferreira e Val (2001).
 - (vi) Realização de estudos microeconômicos que procurem conciliar a evidência a nível microeconômico com resultados agregados, na linha de algumas das sugestões contidas em Bartelsman e Doms (2000).

Em termos gerais, o presente trabalho não deve, de modo algum, ser visto como um teste definitivo da teoria RBC, uma vez que os presentes resultados são em número muito reduzido até o presente momento para poderem ser vistos como algum tipo de evidência corroboradora para uma visão teórica específica. Além disso, modelos RBC revelaram-se resistentes a diversos tipos de teste ao longo do tempo, o que acaba comprovando, de certo modo, o grau de extrema flexibilidade destes.

Há mais de dez anos, Danthine e Donaldson (1993) concluíram, em uma resenha relacionada a modelos RBC, de que a principal contribuição dessa agenda de pesquisa era de cunho eminentemente metodológico:

“In our view the RBC label is unfortunate as the major contribution of this body of research is not a denial of any substantive role for money in explaining business cycle

phenomena, but rather the establishment of a new research methodology for the study of the business cycle. (...) the RBC program has forced theorists to recognize how incomplete our knowledge of basic business cycle phenomena actually was." (Danthine e Donaldson, 1993, p.2).

A incorporação de elementos adicionais nesses modelos pode ser uma rota de pesquisa promissora no futuro, conforme atestam King (1993), Wickens (1995) e, especialmente, Goodfriend e King (1997). Os últimos autores advogam a favor do surgimento de uma Nova Síntese Neoclássica (NSN). Segundo eles, a NSN pode ser definida a partir de dois elementos básicos:

- a) A incorporação de expectativas racionais e otimização intertemporal em modelos macroeconômicos dinâmicos.
- b) A incorporação de hipóteses adicionais a esses modelos, como ambientes de concorrência imperfeita e processos de ajuste lento do nível de preços (Goodfriend e King, 1997, p.255).

Ou seja, a NSN equivaleria a uma síntese entre modelos RBC e novo-keynesianos. No caso, a parcela "RBC" da Síntese apareceria em termos da metodologia empregada (via construção de modelos de equilíbrio geral dinâmico), enquanto que a parcela "keynesiana" surgiria em termos da incorporação de "fricções" (em um sentido amplo do termo). O surgimento dessa síntese pode ser o principal legado dessas duas correntes de pensamento macroeconômico contemporâneo, com os rótulos a elas associados acabando "*(...) in the trashbin of history of thought (...)*", nas palavras de Blanchard (2000, p.1388).

A resposta de Eichenbaum à questão levantada em seu artigo de 1991 é bem elucidativa a respeito das principais falhas e virtudes de alguns modelos do gênero:

"After all is said and done, what is my answer to the question advertised in the title of this paper: 'Real Business-Cycle Analysis: Wisdom or Whimsy?'. My answer is – both. On the whimsy side, I have tried to convince you that the substantive claims in this literature regarding the cyclical role of technology shocks are exceedingly fragile. Decisions based on those claims ought to be viewed as whimsical. On the wisdom side we have learned that dynamic stochastic general equilibrium models can be used to successfully organize our thoughts about the business cycle in a quantitative way. We have learned that technology shocks play some role in the business cycle. But we have not learned just how large that role is. Finally, to its great credit, work on quantitative Real Business Cycle models has reminded us that empirical work whose sole purpose is to answer the question 'Is the model true?' is not likely to be very useful. Of course the model is not true. That much should have been obvious before we started. And it has been obvious to theorists all along." (Eichenbaum, 1991, p.624, grifos do autor).

O autor conclui esse artigo atentando para a necessidade de trabalhos empíricos que auxiliem a pesquisa teórica ao fornecerem evidências quantitativas do “sucesso” de cada modelo:

“Convincing structural empirical work ought to address the question: ‘Does the model succeed quantitatively in accounting for those features of the data it was designed to shed light on?’ But good empirical work also ought to tell us just how loudly the data speak in favor of a given hypothesis. And just as importantly, it also ought to help us understand – at what cost did we succeed? What didn’t we explain? What steps appear to be the most promising in the inevitable and ongoing interaction between data and theory? (...) The time has come for more empiricists to follow suite. Absent a greater willingness to engage in empirical fragility analysis, structural empirical work will simply cease to be relevant. We may continue to publish, but our influence will surely perish” (Eichenbaum, 1991, p.624-625, grifos do autor).

Nos últimos vinte anos, os modelos RBC mostraram-se úteis não apenas no sentido de fornecerem um maior rigor analítico à análise macroeconômica, mas também por elucidarem diversas questões relacionadas às origens das flutuações econômicas, bem como os mecanismos de propagação que transmitem os efeitos desses choques pela economia. De acordo com as tendências atuais, é provável que, no futuro, o novo *core* macroeconômico utilize o modelo RBC como *workhorse* básico, com a análise sendo enriquecida a partir da inclusão de hipóteses mais factíveis ou, pelo menos, mais condizentes com os fatos reais.

Desde seu início, essa agenda não teve a pretensão de apresentar uma única (ou “verdadeira”) explicação para o fenômeno em estudo, mas, ao contrário, atentou para a necessidade de incorporação gradual de novas hipóteses aos modelos iniciais, como forma de explicar inconsistências teóricas e empíricas. Em particular, o caráter “autofágico” dessa agenda, no sentido ressaltado por Lisboa (1998), fez com que ocorressem avanços substanciais em um período relativamente curto de tempo. Infelizmente, é provável que, conforme colocado originalmente por Arida (1983) há mais de vinte anos, certas controvérsias em Economia não sejam plenamente resolvidas a partir de testes empíricos¹. Ainda assim, seguindo a mentalidade RBC de melhorar modelos existentes a partir de regularidades empíricas observadas, esperamos que este trabalho possa ser visto, em última instância, como uma contribuição para essa agenda de pesquisa.

¹ Summers (1991) possui um argumento semelhante, embora relacionado à área de Macroeconomia, especificamente.

5. Referências Bibliográficas

- AGÉNOR, Pierre-Richard; McDERMOTT, C.J. e PRASAD, Eswar. *Macroeconomic fluctuations in developing countries: some stylized facts*. Washington: Economic Development Institute, The World Bank. mimeo., 1998. 35p.
- AYIAGARI, S.R. On the contribution of technology shocks to business cycles. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.18, n.1, p.22-34, winter 1994.
- ALTIG, David; CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin e LINDE, Jesper. *Technology shocks and aggregate fluctuations*. Northwestern University, mimeo., june 2002, 60p.
- ALTUG, Sumru. Time-to-build and aggregate fluctuations: some new evidence. *International Economic Review*, v.30, n.4, p.889-920, 1989.
- ARIDA, Pérsio. *A história do pensamento econômico como teoria e retórica*. PUC-RJ, Texto para Discussão n.54, 1983, 30p.
- BACKUS, David K. e KEHOE, Patrick J. International evidence on the historical properties of business cycles. *American Economic Review*, v.82, n.4, p.864-888, 1992.
- BARRO, Robert J. (Ed.) *Handbook of modern business cycle theory*. Oxford: Basil Blackwell, 1989.
- BARRO, Robert J. Novos-clássicos e keynesianos, ou os mocinhos e os bandidos. *Literatura Econômica*, número especial, p.1-15, 1992.
- BARRO, Robert J. e SALA-I-MARTIN, Xavier. *Growth Economics*. New York: McGraw-Hill, 1995. 450p.
- BARROS, Alexandre R. A periodization of the business cycles in the brazilian economy, 1856-1985. *Revista Brasileira de Economia*, v.47, n.1, p.53-82, jan.-mar.1993.
- BARTELSMAN, Eric J. e DOMS, Mark. Understanding productivity: lessons from longitudinal microdata. *Journal of Economic Literature*, v.38, n.3, p.569-594, sept.2000.
- BASU, Susanto. Procyclical productivity: increasing returns or cyclical utilization? *Quarterly Journal of Economics*, v.111, n.3, p.719-751, aug.1996.
- BASU, Susanto e FERNALD, John G. Returns to scale in U.S. production: estimates and implications. *Journal of Political Economy*, v.105, n.2, p.249-283, apr.1997.
- BASU, Susanto; FERNALD, John G. e KIMBALL, Miles. *Are technology improvements contractionary?* Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper Series n.625, sept.1998. 56p.

- BASU, Susanto e TAYLOR, Alan M. Business cycles in international historical perspective. *Journal of Economic Perspectives*, v.13, n.2, p.45-68, 1999.
- BAXTER, Marianne e FARR, Dorsey D. *The effects of variable capital utilization on the measurement and properties of sectoral productivity*. NBER working paper n.8475, sept.2001, 27p.
- BERNANKE, Ben S. e PARKINSON, Martin L. Procyclical labor productivity and competing theories of the business cycle: some evidence from interwar U.S. manufacturing industries. *Journal of Political Economy*, v.99, n.3, p.439-459, 1991.
- BILS, Mark e CHO, Jang-Ok. Cyclical factor utilization. *Journal of Monetary Economics*, v.33, n.3, p.319-354, 1994.
- BLANCHARD, Olivier J. Novos-clássicos e novos keynesianos: a longa pausa. *Literatura Econômica*, número especial, p.16-30, 1992.
- BLANCHARD, Olivier J. Is there a core of usable macroeconomics? *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.87, n.2, p.244-246, 1997.
- BLANCHARD, Olivier J. What do we know about macroeconomics that Fisher and Wicksell did not? *Quarterly Journal of Economics*, v.115, n.4, p.1375-1409, nov.2000.
- BLANCHARD, Olivier J. e QUAH, Danny T. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, v. 79, n. 4, pp. 655-673, sept.1989.
- BLINDER, Alan S. (1997). Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe? *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.87, n.2, p.240-243.
- BONELLI, Régis. *Ganhos de produtividade na economia brasileira na década de 90: um retrato de corpo inteiro*. IPEA, mimeo., 2000, 19p.
- BONELLI, Régis e FONSECA, Renato. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.28, n.2, p.273-314, ago.1998.
- BUGARIN, Mirta N.S.; ELLERY, Roberto, Jr.; GOMES, Victor e TEIXEIRA, Arilton. *The brazilian depression in the 1980s and 1990s*. Brasília: UnB, mimeo., 2002. 14p.
- BURNSIDE, Craig. What do production function regressions tell us about increasing returns to scale and externalities? *Journal of Monetary Economics*, v.37, n.1, p.177-201, apr.1996.
- BURNSIDE, Craig e EICHENBAUM, Martin. Factor-hoarding and the propagation of business-cycle shocks. *American Economic Review*, v.86, n.5, p.1154-1174, 1996.
- BURNSIDE, Craig; EICHENBAUM, Martin e REBELO, Sergio. Labor hoarding and the business cycle. *Journal of Political Economy*, v.101, n.2, p.245-273, 1993.

- BURNSIDE, Craig; EICHENBAUM, Martin e REBELO, Sergio. Capital utilization and returns to scale. *NBER Macroeconomics Annual*, p.67-110, 1995.
- BURNSIDE, Craig; EICHENBAUM, Martin e REBELO, Sergio. Sectoral Solow residuals. *European Economic Review*, v.40, n.4, p.861-869, apr.1996.
- CABALLERO, Ricardo J. e LYONS, Richard K. External effects in U.S. procyclical productivity. *Journal of Monetary Economics*, v.29, n.2, p.209-225, 1992.
- CANOVA, Fabio. Vector autoregressive models: specification, estimation, inference and forecasting. In: Pesaran, H. e Wickens, M. *Handbook of Applied Econometrics*, v.1, London: Basil and Blackwell.
- CANOVA, Fabio; FINN, Mary G. e PAGAN, Adrian. Evaluating a real business cycle model. In: HARGREAVES, C. (ed.). *Non-stationary time series analysis and cointegration*. London: Oxford, p.225-255, 1994.
- CHANG, Yongsung e HONG, Jay H. *On the employment effect of technology: evidence from U.S. manufacturing for 1958-1996*. University of Pennsylvania, mimeo., july 2003, 33p.
- CHARI, V.V. Nobel laureate Robert E. Lucas, Jr.: architect of modern macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, v.12, n.1, p.171-186, winter 1998.
- CHATTERJEE, Satyajit. Real business cycle models: a legacy of countercyclical policies? *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, p.17-27, jan.-feb. 1999.
- CHAUVET, Marcelle. The brazilian business cycle and growth cycle. *Revista Brasileira de Economia*, v.56, n.1, p.75-106, jan.-mar.2002.
- CHOW, Gregory C. e KWAN, Yum K. How the basic RBC model fails to explain US time series. *Journal of Monetary Economics*, v.41, n.3, p.301-318, 1998.
- CHRISTIANO, Lawrence J. e EICHENBAUM, Martin. Current real-business-cycle theories and aggregate labor market fluctuations. *American Economic Review*, v.82, n.3, p.430-450, 1992.
- CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin e VIGFUSSON, Robert. *What happens after a technology shock?* Northwestern University, mimeo., may 2003, 52p.
- CHRISTIANO, Lawrence J. e TODD, Richard M. Time to plan and aggregate fluctuations. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.20, n.1, p.14-27, winter 1996.
- COGLEY, Timothy e NASON, James M. Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series: implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.19, n.2, p.253-278, 1995.
- CONTADOR, C. e HADDAD, C. Produto real, moeda e preços: a experiência brasileira no período 1861-1970. *Revista Brasileira de Economia*, p.407-439, 1974.

- COOLEY, Thomas F. (ed.) *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton Univ., 1995. 420p.
- COOLEY, Thomas F. e DWYER, Mark. Business cycle analysis without much theory: a look at structural VARs. *Journal of Econometrics*, v.83, n.1, p.57-88, 1998.
- COOLEY, Thomas F. e HANSEN, Gary D. Money and the business cycle. In: COOLEY, Thomas F. (ed.) *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton Univ., 1995. p.179-216.
- COOLEY, Thomas F. e PRESCOTT, Edward C. Economic growth and business cycles. In: COOLEY, Thomas F. (ed.) *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton Univ., 1995. p.1-38.
- CORNWALL, John. Total Factor Productivity. In: EATWELL, J., MILGATE, M., e NEWMAN, P. (Eds.). *The New Palgrave: A Dictionary Of Economics*. London: Macmillan, 1987, p.660-662.
- COSTELLO, Donna M. A cross-country, cross-industry comparison of productivity growth. *Journal of Political Economy*, v.101, n.2, p.207-222, 1993.
- DANTHINE, Jean-P. e DONALDSON, John B. Methodological and empirical issues in real business cycle theory. *European Economic Review*, v.37, n.1, p.1-35, 1993.
- DAVIDSON, Russel e MACKINNON, James G. *Estimation and inference in econometrics*. New York: Oxford Univ., 1993, 875p.
- DeLONG, J. Bradford. Introduction to the symposium on business cycles. *Journal of Economic Perspectives*, v.13, n.2, p.19-22, spring 1999.
- DENISON, Edward F. Growth Accounting. In: EATWELL, J., MILGATE, M., e NEWMAN, P. (Eds.). *The New Palgrave: A Dictionary Of Economics*. London: Macmillan, 1987, p.571-574.
- DICKEY, David A e FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, v.49, n.4, p.1057-1073, 1981.
- DICKEY, David A. e PANTULA, S. Determining the order of differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, v.15, n.4, p.455-461, 1987.
- DORNBUSCH, Rudiger. Novos-clássicos e novos keynesianos. *Literatura Econômica*, número especial, p.31-42, 1992.
- DOTSEY, Michael. *Structure from shocks*. Federal Reserve Bank of Richmond working paper n.99-6, 1999, 13p.
- DOTSEY, Michael e KING, Robert G. Business Cycles. In: EATWELL, J., MILGATE, M. e NEWMAN, P. (Eds.). *The New Palgrave: a dictionary of economics*. London: Macmillan, 1987, p.302-307.

EATWELL, J.; MILGATE, M. e NEWMAN, P. (Eds.). *The New Palgrave: a dictionary of economics*. London: Macmillan, 1987.

EICHENBAUM, Martin. Real business-cycle theory: wisdom or whimsy? *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.15, n.4, p.607-626, 1991.

EICHENBAUM, Martin. Some comments on the role of econometrics in economic theory. *Economic Journal*, v.105, p.1609-1621, nov.1995.

EICHENBAUM, Martin. Some practical thoughts on stabilization policy. *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.87, n.2, p.236-239, may 1997.

EICHENBAUM, Martin e SINGLETON, Kenneth J. Do equilibrium real business cycle theories explain postwar U.S. business cycles? In: Fischer, S. (ed.). *NBER Macroeconomics Annual*, p.91-134, p.63-130, 1986.

ELÍAS, Victor J. *Sources of growth: a study of seven latin american countries*. San Francisco: ICS, 1992, 245p.

ELLERY, Roberto G., Jr. e GOMES, Victor. *Implicações de curto e longo prazo das estimativas do estoque e da renda do capital*. UnB, mimeo., 2001, 20p.

ELLERY, Roberto G., Jr. e GOMES, Victor. *Productivity and depression in Brazil: what can account for the productivity performance from the 70s to 90s?*. UnB, mimeo., mar. 2003, 19p.

ELLERY, Roberto G., Jr.; GOMES, Victor e SACHSHIDA, Adolfo. *Brazilian business cycles*. UnB, mimeo., 2001, 36p.

ELLERY, Roberto G., Jr.; GOMES, Victor e SACHSHIDA, Adolfo. Business cycle fluctuations in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v.56, n.2, p.269-308, abr.-jun.2002.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. John Wiley and Sons, 1995, 433p.

ENGLE, Robert F. e GRANGER, C.W.J. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v.55, n.1, p.251-276, 1987.

ENGLE, Robert F.; HENDRY, David F. e RICHARD, J-F. Exogeneity. *Econometrica*, v.51, n.2, p.277-304, 1983.

ENGLE, Robert F. e YOO, B.S. Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*, v.35, n.1, p.143-159, 1987.

EVANS, Charles I. Productivity shocks and real business cycles. *Journal of Monetary Economics*, v.29, n.2, p.191-208, apr.1992.

EViews User's Guide. California: QMS, 1998. 655p.

- FAVERO, Carlo. *Applied macroeconometrics*. Oxford University, 2001. 250p.
- FAY, Jon A. e MEDOFF, James L. Labor and output over the business cycle: some direct evidence. *American Economic Review*, v.75, n.3, p.638-655, sept.1985.
- FERNANDES, Bruno S. *Impulso fiscal: uma análise metodológica*. IPE/USP, mimeo., 2002.
- FERREIRA, Pedro C.G. e VAL, Paulo R.C. Modelos de ciclos reais de negócios aplicados à economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v.31, n.2, p.213-248, ago.2001.
- FINN, Mary G. Variance properties of Solow's productivity residual and their cyclical implications. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.19, n.4, p.1249-1281, 1995.
- FISHER, Jonas D.M. *Technology shocks matter*. Federal Reserve Bank of Chicago working paper n.2002-14, dec.2002, 37p.
- FONSECA, Renato e MENDES, Teresa C.M. *Produtividade do capital na indústria brasileira*. CNI, Texto para discussão n.2, jan.2002. 30p.
- FRANCIS, Neville e RAMEY, Valerie A. *Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead?* Shocks and aggregate fluctuations revisited. UCSD working paper, jan.2001, 37p.
- GALÍ, Jordi. How well does the IS-LM model fit postwar U.S. data? *Quarterly Journal of Economics*, v.107, n.2, p.709-738, 1992.
- GALÍ, Jordi. Fluctuaciones y persistencia del empleo en España. In: MARIMON, R.(ed.). *La Economía Española: una visión diferente*. Barcelona: Antoni Bosch, p.119-138. 1996 [1996a].
- GALÍ, Jordi. *Technology, employment and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations?* NBER working paper n.5721, aug.1996, 48p. [1996b].
- GALÍ, Jordi. Technology, employment and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations? *American Economic Review*, v.89, n.1, p.249-271, mar.1999.
- GALÍ, Jordi; LÓPEZ-SALIDO, J.David e VALLÉS, Javier. Technology shocks and monetary policy: assessing the Fed's performance. *Journal of Monetary Economics*, v.50, n.3, p.723-743, 2003.
- GOLLIN, Douglas. Getting income shares right. *Journal of Political Economy*, v.110, n.2, p.458-474, 2002.
- GOMES, Victor. *Fatos sobre a produtividade no Brasil*. Brasília: UnB, 2001. 28p., mimeo. [2001a].
- GOMES, Victor. *Flutuações do ciclo em séries macroeconômicas brasileiras*. Brasília: UnB, mimeo., 2001 [2001b].

- GOMES, Victor; PESSÔA, Samuel e VELOSO, Fernando A. *Evolução da produtividade total dos fatores na economia brasileira: uma análise comparativa*. Ensaios Econômicos da EPGE n.483, jun.2003. 47p.
- GOODFRIEND, Marvin e KING, Robert G. The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy. In: BERNANKE, Ben S. e ROTEMBERG, Julio J. (eds.) *NBER macroeconomics annual*. Cambridge: MIT, p.231-283, 1997.
- GORDON, Robert J. *Are procyclical productivity fluctuations a figment of measurement error?* Northwestern University, mimeo., nov.1992, 34p.
- GRANGER, Clive W. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v.37, n.3, jul.1969, p.424-438.
- GREENWOOD, Jeremy; HERCOWITZ, Zvi e HUFFMAN, Gregory W. Investment, capacity utilization and the real business cycle. *American Economic Review*, v.78, n.3, p.402-417, jun.1988.
- GREGORY, Alan W. e SMITH, Gregor W. Business cycle theory and econometrics. *Economic Journal*, v.105, p.1597-1608, nov.1995.
- GRILICHES, Zvi. *The residual, past and present: a personal view*. Cambridge: Harvard University, mimeo., 1994. 37p.
- GRILICHES, Zvi. The discovery of the residual: a historical note. *Journal of Economic Literature*, v.34, n.1, p.1324-1330, sept. 1996.
- HALL, Robert E. The relation between price and marginal cost in U.S. industry. *Journal of Political Economy*, v.96, n.5, p.921-947, 1988.
- HALL, Robert E. Invariance properties of Solow's productivity residual. In: DIAMOND, Peter (ed.) *Growth/Productivity/Unemployment: essays in honour of Bob Solow's 70th birthday*, p.71-112, Cambridge: MIT, 1990.
- HAMILTON, James D. Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, v.91, n.2, p.228-248, 1983.
- HAMILTON, James D. *Time series analysis*. Princeton: Princeton Univ., 1994. 800p.
- HANSEN, Gary D. Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v.16, n.3, p.309-327, 1985.
- HANSEN, Gary D. What is real business cycle theory? *Jobs and Capital* (Milken Institute for Job and Capital Formation), v.3, p.7-10, 1994.
- HANSEN, Gary D. Technical progress and aggregate fluctuations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.21, n.4, p.1005-1023, 1997.

- HANSEN, Gary D. e PRESCOTT, Edward C. Recursive methods for computing equilibria of business cycle models. In: COOLEY, Thomas F. (ed.) *Frontiers of business cycle research*. New Jersey: Princeton Univ., 1995. p.39-64.
- HANSEN, Gary D. e PRESCOTT, Edward C. Did technology shocks cause the 1990-1991 recession? *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.83, n.2, p.280-286, may 1993.
- HANSEN, Gary D. e WRIGHT, Randall. The labor market in real business cycle theory. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, p.2-12, spring 1992.
- HANSEN, Lars P. e HECKMAN, James. The empirical foundations of calibration. *Journal of Economic Perspectives*, v.10, n.1, p.87-104, 1996.
- HENDRY, David F. Econometrics and business cycle empirics. *Economic Journal*, v.105, p.1622-1636, nov.1995.
- HODRICK, Robert e PRESCOTT, Edward C. Post-War U.S. business cycles: a descriptive empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.29, n.1, p.1-16, 1997.
- HOFFMAN, André. Standardized capital stock estimates in Latin America: a 1950-94 update. *Cambridge Journal of Economics*, v.24, n.1, p.45-86, 2000.
- HOOVER, Kevin D. e PÉREZ, Stephen J. Post hoc ergo propter once more: an evaluation of "Does monetary policy matter?", in the spirit of James Tobin. *Journal of Monetary Economics*, v.34, n.1, p.47-74.
- HULTEN, Charles R. *Total factor productivity: a short biography*. NBER working paper n.7471, jan.2000. 75p.
- JOHANSEN, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, v.59, n.4, p.1551-1580, 1992.
- JORGENSEN, Dale W. e GRILICHES, Zvi. The explanation of productivity change. *Review of Economic Studies*, v.34, n.3, p.249-283, jun.1967.
- KANCZUK, Fábio e FARIA, Francisco, Jr. Ciclos reais para a indústria brasileira? *Estudos Econômicos*, v.47, n.4, p.335-350, 2000.
- KANCZUK, Fábio. *Supply shocks and inflation targeting*. IPE/USP, mimeo., 2003, 20p.
- KANCZUK, Fábio e PICHETTI, Paulo. An application of Quah and Vahey's SVAR methodology for estimating core inflation in Brazil. XXIX Encontro da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), *Anais...*, Salvador, dez. 2001, 13p.
- KING, Robert G. Will the new keynesian macroeconomics resurrect the IS-LM model? *Journal of Economic Perspectives*, v.7, n.1, p. 67-82, 1993.

KING, Robert G.; PLOSSER, Charles I.; STOCK, James H. e WATSON, Mark W. Stochastic trends and economic fluctuations. *American Economic Review*, v.81, n.4, p.819-940, 1991.

KING, Robert G. e REBELO, Sergio. Ressuscitating real business cycles. In: TAYLOR, J. e WOODFORD, M. (eds.) *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, p.927-1007, 2000.

KYDLAND, Finn e PRESCOTT, Edward C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v.50, n.6, p.1345-1370, 1982.

KYDLAND, Finn e PRESCOTT, Edward C. The workweek of capital and its cyclical implications. *Journal of Monetary Economics*, v.21, n.3, p.343-360, 1988.

KYDLAND, Finn e PRESCOTT, Edward C. Business cycles: real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.14, n.2, p.3-18, 1990.

KYDLAND, Finn e PRESCOTT, Edward C. Hours and employment variation in business cycle theory. *Economic Theory*, v.1, n.1, p.63-81, 1991[1991a].

KYDLAND, Finn e PRESCOTT, Edward C. The econometrics of the general equilibrium approach to business cycles. *Scandinavian Journal of Economics*, v.93, n.2, p.161-178, 1991[1991b].

KYDLAND, Finn e PRESCOTT, Edward C. The computational experiment: an econometric tool. *Journal of Economic Perspectives*, v.10, n.1, p.69-85, 1996.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P. e SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, v.54, n.1, p.159-178.

LISBOA, Marcos. A miséria da crítica heterodoxa. Primeira parte: sobre as críticas. *Revista de Economia Contemporânea*, v.2, n.1, p.5-66, 1998.

LISBOA, Marcos e MENEZES-FILHO, Naércio A. (orgs.). *Microeconomia e sociedade*. Contracapa, Rio de Janeiro, 2002.

LONG, John B. e PLOSSER, Charles I. Real business cycles. *Journal of Political Economy*, v.9, n.1, p.39-69, 1983.

LUCAS, Robert E., Jr. Capacity, overtime and empirical production functions. *American Economic Review*, v.60, n.2, p.23-27, may 1970.

LUCAS, Robert E., Jr. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, v.4, n.2, p.103-124, 1972.

LUCAS, Robert E., Jr. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, v.63, n.3, p.326-334, 1973.

- LUCAS, Robert E., Jr. An equilibrium model of the business cycle. *Journal of Political Economy*, v.83, n.6, p.1113-1144, 1975.
- LUCAS, Robert E., Jr. Understanding business cycles. In: BRUNNER, Karl e MELTZER, Allan (eds.) *Stabilization of the domestic and international economy*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, v.5, p.7-29, 1977.
- LUCAS, Robert E., Jr. Methods and problems in business cycle theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.12, n.4, p.696-715, 1980.
- LUCAS, Robert E., Jr. *Studies in business-cycle theory*. Cambridge: MIT Press, 1981.
- LUCAS, Robert E., Jr. *Models of business cycles* (Yrjö Jahnsson Lectures). Basil and Blackwell, 1987.
- LUCAS, Robert E., Jr. Macroeconomic priorities. *American Economic Review*, v.93, n.1, p.1-14, mar.2003.
- MACKINNON, James G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, Robert F. e GRANGER, C.W.J. (eds.) *Long-run economic relationships: readings in cointegration*. Oxford Univ., 1991.
- MANKIW, N.G. Real business cycles: a new keynesian perspective. *Journal of Economic Perspectives*, v.3, n.3, p.79-90, summer 1989.
- MANKIW, N.G. e ROMER, David H. (eds.). *New keynesian economics*. Vol 1: imperfect competition and sticky prices. Cambridge: MIT Press, 1991 [1991a].
- MANKIW, N.G. e ROMER, David H. (eds.). *New keynesian economics*. Vol 2: coordination failures and real rigidities. Cambridge: MIT Press, 1991 [1991b].
- MANUELLI, Rodolfo E. Modern business cycle analysis: a guide to the PRESCOTT-SUMMERS debate. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.10, n.4, p.3-8, fall 1986.
- McCALLUM, Bennett T. Real business cycle models. In: BARRO, R. (Ed.) *Handbook of modern business cycle theory*. Oxford: Basil Blackwell, 1989, p.16-50.
- MOREIRA, Maurício M. A indústria brasileira nos anos 90: o que já se pode dizer? In: GIAMBIAGI, F. e MOREIRA, M.M. *A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999, p.293-332.
- NELSON, Charles R. e PLOSSER, Charles I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, v.10, n.2, p.139-162, 1982.
- OI, Walter Y. Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy*, v.70, n.5, p.538-555, dec.1962.

ORNELAS, Emanuel A.R. Supply and demand shocks in Brazil. XXVII Encontro da Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia (ANPEC), *Anais...*, Belém, dez. 2001, pp. 409-430.

OSTERWALD-LENUM, Michael. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v.54, n.4, p.461-472, 1992.

OTTO, Glenn. The Solow residual for Australia: technology shocks or factor utilization? *Economic Inquiry*, v.37, n.1, p.136-153, jan.1999.

PAGAN, Adrian. Calibration and econometric research: an overview. *Journal of Applied Econometrics*, v.9, p.S1-S10, 1994.

PAQUET, Alain e ROBIDOUX, Benoît. Issues on the measurement of the Solow residual and the testing of its exogeneity: evidence for Canada. *Journal of Monetary Economics*, v.47, n.3, p.595-612, 2001.

PASTORE, Affonso C. e PINOTTI, M.C. *One year of inflation targeting in Brazil: what have we learned about the channels of monetary transmission?* São Paulo, mimeo., 2000.

PESSÔA, Sílvia M.M. Métodos de estimação de modelos de ciclos reais: um estudo para as economias brasileira e americana. Rio de Janeiro: EPGE/FGV-RJ, 1999. 250p. (Dissertação de mestrado).

PHILLIPS, P.C.B. e PERRON, Pierre. Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, v.75, n.3, p.335-346. 1988.

PLOSSER, Charles I. Understanding real business cycles. *Journal of Economic Perspectives*, v.3, n.3, p.51-77, 1989.

PRESCOTT, Edward C. Theory ahead of business cycle measurement. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.10, n.4, p.9-22, fall 1986 [1986a].

PRESCOTT, Edward C. Response to a skeptic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.10, n.4, p.28-33, fall 1986 [1986b].

PRESCOTT, Edward C. Real business cycle theory: what have we learned? *Revista de Análisis Económico*, v.6, n.2, p.3-19, 1991.

PRESCOTT, Edward C. *Business cycle research: methods and problems*. Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department working paper n.590, oct.1998, 28p.

QUAH, Danny T. Controversy. Business cycle empirics: calibration and estimation, an introduction. *Economic Journal*, v.105, p.1594-1596, nov.1995.

- RAMEY, Valeria e SHAPIRO, Matthew. Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, v.48, p.145-194, 1998.
- REIS, Ronara C.B. "Fatos estilizados" dos ciclos de negócios no Brasil. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG, 1999 (Dissertação de mestrado).
- ROMER, David H. *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, 1996.
- ROSSI, José Luís, Jr. e FERREIRA, Pedro C.G. *Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial*. Texto de discussão do IPEA n.651, jun.1999, 31p.
- ROTEMBERG, Julio e SUMMERS, Lawrence H. Inflexible prices and procyclical productivity. *Quarterly Journal of Economics*, v.105, n.4, p.851-874, nov.1990.
- SALVATO, Márcio A. *Mensuração da produtividade total dos fatores: um exercício em insumo-produto 1970-1990*. Belo Horizonte: Faculdade de Ciências Econômicas da UFMG, 1997, 113p. (Dissertação de mestrado).
- SAMUELSON, Paul A. Summing up on business cycles: opening address. In: FUHRER, Jeffrey C. e SCHUH, Scott. *Beyond shocks: what causes business cycles?* Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1998, p.33-36.
- SARGENT, Thomas J. Beyond demand and supply curves in macroeconomics. *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.72, n.2, p.382-389, 1982.
- SARGENT, Thomas J. *Macroeconomic Theory*. San Diego: Academic Press, 1987.
- SARGENT, Thomas J. Expectations and the nonneutrality of LUCAS. *Journal of Monetary Economics*, v.37, n.4, p.535-548, 1996.
- SARGENT, Thomas J. e LJUNGQVIST, Lars. *Recursive Macroeconomic Theory*. Cambridge: MIT Press, 2000.
- SERRA, J. Ciclo e mudanças estruturais na economia brasileira do pós-guerra. In: BELLUZZO, L., COUTINHO, R. (Orgs.). *Desenvolvimento capitalista no Brasil: ensaios sobre a crise*. 3.ed. São Paulo: Brasiliense, 1984, v.1.
- SHAPIRO, Matthew e WATSON, Mark W. Sources of business cycle fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual*, p.111-148, 1988.
- SHAPIRO, Matthew. Assessing the Federal Reserve's measures of capacity and utilization. *BrookINGS Papers on Economic Activity*, v.1, n.1, p.181-255, 1989.
- SHAPIRO, Matthew. Cyclical productivity and the workweek of capital. *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.83, n.2, p.229-233, may 1993.

SHEA, John. *Accident rates, labor effort, and the business cycle*. University of Wisconsin at Madison, mimeo., mar.1992, 32p.

SHEA, John. What do technology shocks do? *NBER Macroeconomics Annual*, 1998.

SILVA FILHO, Tito N. Estimando o produto potencial brasileiro: uma abordagem de função de produção. Banco Central do Brasil, Trabalho para Discussão n.17, abr.2001. 35p.

SIMS, Christopher. Money, income and causality. *American Economic Review*, v., n., p., 1972.

SIMS, Christopher. Comparison of interwar and postwar business cycles: monetarism reconsidered. *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.70, n.2, p.250-257, may 1980 [1980a].

SIMS, Christopher. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48, 1980 [1980b].

SIMS, Christopher. Models and their uses. *American Journal of Agricultural Economics*, v.71, n.3, p.489-494, may 1989.

SIMS, Christopher. Macroeconomics and methodology. *Journal of Economic Perspectives*, v.10, n.1, p.105-120, winter 1996.

SOLOW, Robert M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v.70, n.1, p.65-94, feb.1956.

SOLOW, Robert M. Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, v.39, n.3, p.312-320, aug.1957.

SOLOW, Robert M. Growth theory and after. *American Economic Review*, v.78, n.3, p.307-317, jun.1988.

SOLOW, Robert M. Is there a core of usable macroeconomics we should all believe in? *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.87, n.2, p.230-232, 1997.

SOUSA, Isabel R. de. *Ciclos reais de negócios e a realidade brasileira*. Rio de Janeiro: EPGE/FGV-RJ, 2001. 33p. (Dissertação de mestrado).

STADLER, George W. Real business cycles. *Journal of Economic Literature*, v.32, n.4, p.1750-1783, dec.1994.

STOCK, James H. e WATSON, Mark W. Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic time series. In: TAYLOR, J. e WOODFORD, M. (eds.) *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland, p.3-64, 2000.

STOCK, James H. e WATSON, Mark W. Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, v.15, n.1, p.101-116, fall 2001.

- SUMMERS, Lawrence H. Some skeptical observations on real business cycle theory. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.10, n.4, p.23-27, fall 1986.
- SUMMERS, Lawrence H. The scientific illusion in empirical macroeconomics. *Scandinavian Journal of Economics*, v.93, n.2, p.129-148, 1991.
- TAYLOR, John B. A core of practical macroeconomics. *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, v.87, n.2, p.233-235, 1997.
- WEBB, Roy H. National productivity statistics. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, v.84, n.1, p.45-64, winter 1998.
- WICKENS, Michael. Real business cycle analysis: a needed revolution in macroeconometrics. *Economic Journal*, v.105, p.1637-1648, nov.1995.
- WOLF, Holger C. Procyclical prices: a demi-myth? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v.15, p.25-28, 1991.
- WOODFORD, Michael. *Revolution and evolution in twentieth-century macroeconomics*. Princeton University, mimeo., 1999, 35p.
- YOUNG, Alwyn. The tyranny of numbers: confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *Quarterly Journal of Economics*, v.110, n.4, p.641-680, aug.1995.
- ZARNOWITZ, Victor. Recent work on business cycles in historical perspective: a review of theories and evidence. *Journal of Economic Literature*, v.23, n.2, p.523-580, 1985.
- ZIMMERMANN, Christian. *Technology innovations and the volatility of output: an international perspective*. Université du Québec à Montréal. Centre de Recherche sur L'emploi et les Fluctuations Économiques (CREFÉ), dec.1994, 25p.