

Carta Econômica

Informativo do Curso de Ciências Econômicas

Ano XVIII, nº 2 - junho de 2012

SEÇÕES

3 Inflação

4 Mercado de trabalho

5 Finanças

6 Comércio exterior

7 Mercado financeiro

Uma breve revisão de literatura sobre Modelagem Macroeconômica

Introdução

No limiar da recente crise financeira internacional de 2007-2009 e a subsequente recessão econômica, a adequação da macroeconomia moderna para explicar esta crise e sugerir uma resposta de política apropriada tem sido questionada. Grande parte desse debate tem-se centrado em torno da abordagem dos modelos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE – *Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*). Esses modelos são dinâmicos, pois acompanham a trajetória das variáveis ao longo do tempo. Além disso, eles são estocásticos, uma vez que a economia em modelagem é afetada por choques aleatórios, como tecnologia (produtividade), demanda agregada (consumo das famílias, gastos governamentais e outros) e oferta agregada (por exemplo, inflação).

Este estudo realiza uma breve revisão da literatura sobre modelagem macroeconômica e destaca algumas importantes lições de mais de meio século de construção de modelos. Entre os anos 1940 e 1960, o campo da pesquisa macroeconômica tem contribuído para a expansão do conhecimento de economistas e econometristas. Todavia, nos anos 1970, várias questões levantadas buscaram invalidar o uso dos modelos macroeconômicos de grande escala, por meio de críticas empíricas e teóricas. Mas desenvolvimentos recentes na literatura macroeconômica levaram ao surgimento de uma nova classe de modelos, conhecidos como modelos DSGE, os quais têm sido considerados a vanguarda da modelagem macroeconômica. Todavia, essa nova classe de modelos esteve sujeita a críticas severas em virtude da recente crise mundial.

O resto desse estudo está estruturado como se segue. A próxima seção apresenta um relato sobre os modelos macroeconômicos de grande porte, provenientes da Comissão Cowles, assim como as principais críticas que se abateram sobre esses tipos de modelos. A terceira seção descreve, em linhas gerais, a importância dos modelos de Ciclos Reais de Negócios na literatura macroeconômica dos anos 1980 e início de 1990. A seção seguinte apresenta os fundamentos dos modelos DSGE novo-keynesiano e sua importância no atual debate acadêmico e político. A última seção finaliza o estudo.

Críticas aos modelos macroeconômicos da Comissão Cowles

Conforme argumenta Valadkhani (2004), “a origem da modelagem macroeconômica remonta ao pós-Segunda Guerra Mundial, quando Marschak organizou uma equipe especial na Comissão Cowles, convidando pesquisadores de renome como Tjalling Koopmans, Kenneth Arrow, Trygve Haavelmo, T. W. Anderson, Lawrence R. Klein, G. Debreu, Leonid Hurwicz, Harry Markowitz e Franco Modigliani”.

No entanto, antes de se iniciar a revisão histórica proposta nesse estudo, é importante definir o conceito de modelos macroeconômicos. De acordo com Valadkhani (2004),

uma definição bruta de um modelo macroeconômico estaria relacionada a um conjunto de equações comportamentais, bem como relações institucionais e de definição, representando a estrutura e as operações de uma economia, em princípio baseada no comportamento de agentes econômicos individuais. Como resultado de um estudo desses pesquisadores, é evidente que a modelagem macroeconômica é multidimensional, assim como uma ciência e uma arte.

Uma atenção especial deve ser dada a uma dicotomia associada com modelos macroeconômicos. Segundo Bautista (1998) e Capros, Karadeloglou e Mentzas (1990), existem basicamente dois tipos de modelos macroeconômicos: (i) modelos macroeconômicos; e (ii) modelos de equilíbrio geral computável (CGE – *Computable General Equilibrium*). Por sua vez, Challen e Hagger (1983, p. 2-22) classificam os modelos macroeconômicos em cinco categorias: o modelo Keynes-Klein (KK), o modelo Phillips-Bergstrom (PB), o modelo Walras-Johansen (WJ), o modelo Walras-Leontief (WL) e o modelo Muth-Sargent¹. Em relação à diferença entre modelos macroeconômicos e modelos CGE, Valadkhani (2004) argumenta que essa distinção

pode estar relacionada com o horizonte de tempo. Os modelos CGE envolvem estática comparativa. Isso significa que os modelos CGE geram os valores de variáveis endógenas, mas somente para um equilíbrio inicial, e um novo equilíbrio

após a imposição de choques. Os modelos CGE não transmitem informações sobre o processo de ajustamento, mas apenas fornecem um retrato instantâneo da macroeconomia.

Durante os anos 1960 e 1970, os modelos macroeconômicos de grande porte, elaborados segundo a tradição da Comissão Cowles, eram o principal instrumento disponível para a análise macroeconômica aplicada. Estes modelos eram compostos por dezenas ou mesmo centenas de equações que ligavam as variáveis de interesse a fatores explicativos, como variáveis de política econômica, e, enquanto a escolha de quais variáveis a incluir em cada equação era guiada pela teoria econômica, os coeficientes atribuídos a cada variável eram determinados por motivos puramente empíricos, baseados em dados históricos. Todavia, ao final dos anos 1970 e início de 1980, esses modelos sofreram fortes críticas. No lado empírico, esses modelos foram confrontados com o aparecimento da estagflação ao longo dos dois choques de petróleo (1973 e 1979), ou seja, a combinação de desemprego com inflação alta, o que era incompatível com a curva de Phillips tradicional que postulava a existência de um *trade-off* entre essas duas variáveis. Era necessário aceitar que essa relação não era estável, algo que os tradicionais modelos macroeconômicos foram mal equipados para lidar com tal situação.

Outra crítica forte no lado empírico veio de Sims (1980, 1982), que questionou a prática habitual de tornar algumas variáveis exógenas, em outras palavras, variáveis determinadas “fora” do modelo. Tratava-se de uma hipótese *ad-hoc*, que excluía os mecanismos de *feedback* significativos entre as variáveis incluídas nos modelos. Na abordagem teórica dos modelos vetoriais autorregressivos (VAR) defendida por Sims (1980, 1982), ao contrário da teoria orientada pela abordagem da Comissão Cowles, não existem variáveis exógenas e, conseqüentemente, não havia a divisão endógeno/exógeno das variáveis no sistema em modelagem. Essa metodologia alternativa sugere que os modelos tradicionais macroeconômicos estão fortemente subidentificados e, por essa razão, propõe-se o uso da abordagem VAR, em que uma forma reduzida e irrestrita é estimada. No entanto, esta abordagem é extremamente difícil de ser implementada quando há mais do que cinco variáveis, devido ao excesso de parametrização e multicolinearidade resultantes.

Valadkhani (2004) destaca outras duas alternativas metodológicas à abordagem da Comissão Cowles. Por um lado, a metodologia de Leamer (1983) inicia-se redefinindo o conceito de exogeneidade. Nesta metodologia, a distribuição condicional de y dado x permanece estável para quaisquer mudanças em x (onde y e x são variáveis endógenas e exógenas, respectivamente). Em outras palavras, Leamer (1983) define uma variável como sendo exógena quando a crítica de Lucas não se aplica. Essa abordagem é baseada na implementação de técnicas bayesianas. Bodkin *et al.* (1991, p. 551) apud Valadkhani (2004) sintetiza a mensagem principal de Leamer, em que “a modelagem macroeconômica nunca pode substituir julgamentos na formulação de políticas econômicas sábias, ou mesmo na avaliação preliminar do estado do mundo”.

Por outro lado, a metodologia de Hendry (1980) é conhecida na literatura como sendo “a abordagem de modelagem geral para o específico” ou “a metodologia da *London School of Economics (LSE)*”. Conforme destaca Valadkhani (2004),

essa metodologia aceita modelos estruturais como ponto de partida, mas segue um passo adiante em adotar uma técnica rigorosa e diferente para a especificação, estimação, teste de hipóteses e simulação de modelos. Essa abordagem começa com um modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ADL – *autoregressive distributed lag*) que é postulado em termos da teoria econômica. Em seguida, através da realização de um número de testes de restrição de razões de verossimilhança no modelo, outro modelo específico pode ser obtido, de modo que seja congruente com o processo gerador de dados (DGP – *data generating process*). Em outras palavras, a teoria determina as variáveis explicativas, ao passo que a natureza estática ou dinâmica da relação será definida pelos dados. A avaliação do modelo nessa metodologia é amplamente examinada por meio de uma bateria de testes de diagnósticos e desempenho de previsão.

* Mestre e doutor em Economia pela Universidade Católica de Brasília – UCB.

¹ Uma descrição básica de cada um desses modelos pode ser encontrada em Valadkhani (2004, p. 266-267).

Mas a principal crítica surgiu no lado teórico e veio de Lucas (1976), que desenvolveu um argumento que ficou conhecido na literatura como a “Crítica de Lucas”. Essa crítica teve uma poderosa influência na redução da aplicação de modelos macroeconômicos de grande porte na análise de políticas. Ele observou que os agentes se comportavam de acordo com uma abordagem de otimização dinâmica e formavam expectativas racionais. Isto significava que esses agentes maximizavam bem-estar durante a vida inteira, tendo em conta não só as condições econômicas passadas e presentes, mas também as suas perspectivas sobre o futuro, usando todas as informações relevantes disponíveis e que, embora eles não pudessem prever totalmente o futuro, os agentes eram capazes de formar expectativas que não eram sistematicamente viesadas. Portanto, se os agentes antecipavam qualquer mudança no ambiente econômico, como uma mudança de política, eles imediatamente incorporavam essas expectativas em seus problemas de decisão e, dessa forma, alteravam seus comportamentos atual e futuro.

Sendo exclusivamente baseados no passado, os modelos tradicionais não poderiam explicar o papel das expectativas sobre o comportamento dos agentes econômicos e, conseqüentemente, esses modelos perdiam uma peça importante do funcionamento da economia. Em particular, esses modelos assumiam que as relações entre as variáveis econômicas válidas em um determinado contexto seriam capazes de explicar desenvolvimentos na economia, ainda que o contexto tenha mudado de modo subjacente, sem levar em consideração que a antecipação dessas mudanças, por parte dos agentes econômicos, poderia alterar a maneira como eles reagiam e, dessa forma, invalidar as relações anteriormente estimadas. Portanto, a fim de prever corretamente os efeitos de novas políticas, os modelos teriam de lidar com o papel das expectativas nas decisões dos agentes econômicos.

Em resumo, sob formulações de políticas alternativas, devido ao fato de que todos os agentes econômicos baseiam suas decisões em informação completa, “qualquer alteração na política irá alterar sistematicamente a estrutura de modelos econométricos” (LUCAS, 1976, p. 41). Nesse contexto, é altamente provável que os coeficientes estimados de um modelo macroeconômico irão variar como um resultado dos agentes econômicos antecipando e conhecendo as medidas de políticas. Conseqüentemente, Lucas (1976) rejeita o uso de modelos macroeconômicos para a análise de políticas, argumentando que, sob a hipótese de expectativas racionais, os modelos econométricos não poderiam ser utilizados com fins de formulação de políticas econômicas, pois, uma vez mudado o parâmetro de política, os agentes se readequariam à nova realidade, o que alteraria seu comportamento e, conseqüentemente, isso causaria mudanças nos parâmetros antes encontrados pelos modelos econométricos. No entanto, em um artigo posterior sobre o comportamento da função consumo no Reino Unido, Davidson, Hendry, Srba e Yeo (1978) mostraram condições sob as quais a Crítica de Lucas não se aplicava. Em outras palavras, se determinada variável é superexógena ao modelo, então tal modelo poderá ser usado para formulação de políticas.

Modelos de Ciclos Reais de Negócios (Modelos RBC)

Como uma resposta a essas críticas, os economistas da década de 1980 afastaram-se do paradigma antigo para um tipo diferente de modelos macroeconômicos, cuja origem pode ser encontrada na obra seminal de Kydland e Prescott (1982). Neste artigo, as decisões dos agentes econômicos eram modeladas de uma maneira microfundamentada, com base em uma estrutura teórica conhecida como modelos DSGE, tomando em consideração as suas expectativas sobre todos os desenvolvimentos futuros. A economia modelo era perfeitamente competitiva e sem qualquer espécie de fricções, com preços e quantidades ajustando-se aos seus níveis ótimos de longo prazo após um choque que tivesse atingido a economia. As flutuações eram exclusivamente geradas pelas reações dos agentes aos choques tecnológicos aleatórios que atingiam de maneira contínua a economia, pretendendo descrever os ciclos de negócios como a resposta eficiente dos agentes otimizantes racionais a um choque exógeno real. Essa nova maneira de se estudar as flutuações macroeconômicas, conhecida como a abordagem do Ciclo Reais de Negócios (RBC - *Real Business Cycles*), tornou-se uma das principais ferramentas de pesquisa macroeconômica ao longo dos anos 1980.

Apesar de sua importante contribuição metodológica e sucesso empírico inicial, os modelos RBC logo sofreram críticas. A principal questão era que, com preços totalmente flexíveis, qualquer mudança na taxa de juros nominal (se escolhida diretamente pelo banco central ou induzida por alterações na oferta de moeda) era sempre acompanhada por mudanças simultâneas na inflação, deixando a taxa real de juros inalterada. Isto significava que qualquer ação por parte da autoridade monetária não teria impacto sobre as variáveis reais e, portanto, não haveria papel para a política monetária, um resultado que estava em desacordo com a crença amplamente difundida sobre o poder dessa política em influenciar o lado real da economia no curto prazo. Além disso, uma vez que as flutuações cíclicas eram a resposta ótima da economia aos choques, então políticas de estabilização não eram necessárias e podiam até ser contraproducentes, já que desviariam a economia da sua resposta ótima. Esse fato esteve em nítido contraste com a visão keynesiana de que as falhas do ciclo econômico ocorriam, principalmente devido a uma baixa utilização ineficiente de recursos que poderiam ser trazidos para uma finalidade, por meio de políticas econômicas voltadas para a expansão da demanda agregada. Além disso, o papel primordial atribuído aos choques tecnológicos para explicar as flutuações econômicas estava em desacordo com a visão tradicional desses choques como fonte de crescimento a longo prazo, sem relação com os ciclos de negócios, os quais eram, em grande medida, considerados um fenômeno orientado pela demanda. Finalmente, a capacidade dos modelos RBC para coincidir com a evidência empírica começou a ser questionada, pois esses modelos não foram capazes de reproduzir alguns fatos estilizados importantes. Todas estas questões determinaram que, embora os modelos RBC tivessem uma forte influência nas pesquisas acadêmicas, esses modelos tiveram um impacto muito limitado sobre os bancos centrais e outras instituições responsáveis pela elaboração de políticas, que continuaram a depender dos modelos macroeconômicos em larga escala, apesar de suas deficiências reconhecidas.

Modelos DSGE Novo-Keynesianos

As limitações dos modelos RBC começaram a ser superadas na década de 1990 quando os economistas, mantendo a estrutura principal RBC, começaram a introduzir algumas novas hipóteses nos modelos e, dessa forma, deram início a uma nova escola de pensamento,

os chamados macroeconomistas novo-keynesianos. Esta escola compartilhava a crença da abordagem RBC de que os macroeconomistas necessitavam de microfundações rigorosas, também usando modelos DSGE como seu principal instrumento, mas racionalizava o ciclo de negócios em uma maneira substancialmente diferente. Os economistas novo-keynesianos consideravam que a economia não era perfeitamente flexível nem perfeitamente competitiva e que, em vez disso, sujeitava-se a uma variedade de imperfeições e rigidez, com estes sendo os elementos-chave para entender a dinâmica do mundo real.

Baseados nessa visão, os economistas novo-keynesianos introduziram a competição monopolista e vários tipos de rigidez nominal e real, bem como um amplo conjunto de perturbações aleatórias. Alguns exemplos notáveis são: a introdução de rigidez de preços, como em Calvo (1983), o que permitiu a inércia de preço, quebrando o forte pressuposto RBC sobre a neutralidade da moeda; os custos de ajustamento do capital, o que permitiu os modelos capturarem o efeito líquido; e choques de demanda como em Rotemberg e Woodford (1995).

Esses novos pressupostos, além de gerarem um papel significativo para a política monetária e outras políticas econômicas, mostraram-se extremamente bem sucedidos em capturar algumas das características marcantes de séries temporais macroeconômicas que os modelos RBC haviam perdido anteriormente. Uma nova oportunidade surgia para os modelos DSGE, os quais começaram a ser usados não só por acadêmicos, mas também por pesquisadores aplicados e bancos centrais. Uma vasta gama de literatura foi produzida e dedicada ao melhoramento dos modelos DSGE, com um vasto conjunto de premissas novas que estão sendo apresentadas e capazes de serem introduzidas de uma forma tratável.

De Grauwe (2010) postula que

os modelos DSGE fornecem uma estrutura coerente para análise. Essa coerência é provocada por restringir o comportamento aceitável de agentes para a maximização da utilidade dinâmica e expectativas racionais. O problema dos modelos DSGE (e mais geralmente de modelos macroeconômicos baseados em expectativas racionais) é que esses modelos assumem extraordinárias capacidades cognitivas dos agentes individuais. Além disso, esses modelos necessitam de várias hipóteses ad hoc para torná-los ajustados aos dados.

Conclusão

Entender as flutuações do ciclo de negócios é o núcleo da pesquisa macroeconômica. A necessidade de modelos que capturem as principais características da atividade econômica e ajudem a avaliar o papel de políticas econômicas tem sido reconhecida na literatura. Embora a crítica de Lucas expusesse algumas das falhas iniciais da modelagem macroeconômica nos anos 1970, desenvolvimentos recentes na literatura macroeconômica levaram ao surgimento de uma nova classe de modelos, conhecidos como modelos de equilíbrio geral dinâmico e estocástico (DSGE), os quais são microfundamentados, exibem mecanismos de formação de expectativas consistentes e podem ser estimados, enfim, esses modelos DSGE são apropriados para explicar as dinâmicas do ciclo de negócios a partir de uma perspectiva estrutural.

A macroeconomia tem sido objeto de intensas críticas, desde a crise mundial de 2007-2009, e diversas pessoas acreditam que, conquanto complexos e sofisticados, os modelos macroeconômicos tornaram-se irrelevantes para o mundo real. Ainda, sob uma perspectiva mais otimista, teórica e empiricamente fundamentada, existem importantes vantagens em se usar uma variedade de modelos para tratar questões econômicas distintas. Diferentes modelos possuem diferentes pontos fortes e fracos, mas escolher um modelo que seja adequado para uma tarefa específica possui vantagens claras. Ao mesmo tempo, há lições a serem aprendidas ao se aproximar de uma dada questão, usando uma variedade de abordagens. A diversidade na prática pode incentivar a diversidade no pensamento econômico e melhorar o ritmo de aprendizagem na literatura macroeconômica.

REFERÊNCIAS

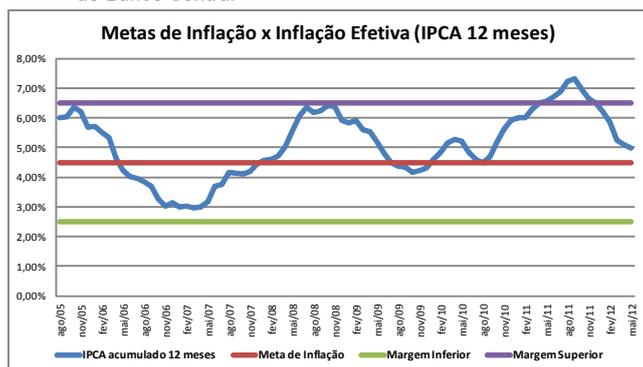
- BAUTISTA, R. M. Macroeconomic models for east Asian developing countries. *Asian-Pacific Economic Literature*, v. 2, n. 2, p. 1-25, 1988.
- BODKIN, R. G.; KLEIN, L. R.; MARWAH, K. *A history of macroeconomic model-building*. Aldershot: Edward Elgar, 1991.
- CAPROS, P.; KARADEGLOU, P.; MENTZAS, G. An empirical assessment of macroeconomic and CGE approaches in policy modelling. *Journal of Policy Modeling*, v. 12, n. 3, p. 557-585, 1990.
- CHALLENGER, D. W.; HAGGER, A. J. *Macroeconomic systems: constructions, validation and applications*. London: Macmillan, 1983.
- DAVIDSON, J.E.H.; HENDRY, D.F.; SRBA, & YEO, S. Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom. *The Economic Journal*, v. 88, n. 352, p. 661-692. Dec. 1978.
- DE GRAUWE, P. The scientific foundations of dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models. *Public Choice*, v. 144, p. 413-443, 2010.
- HENDRY, D. F. Econometrics – Alchemy or science? *Economica*, v. 47, n. 188, p. 387-406, 1980.
- KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1345-1370, 1982.
- LEAMER, E. E. Let's take the con out of econometrics. *American Economic Review*, v. 73, n. 1, p. 31-44, 1983.
- LUCAS R. E., Jr. Econometric policy evaluation: A critique. In K. Brunner & A. H. Meltzer (Eds.), *The Phillips curve and labor markets*. Amsterdam: North-Holland, 1976.
- ROTEMBERG, J.; WOODFORD, M. *Dynamic general equilibrium models with imperfectly competitive product markets*. In Cooley, T. F. ed., *Frontiers in business cycle research*. Princeton: Princeton University Press, 1995.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- _____. Policy analysis with econometric models. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 13, n. 1, p. 107-164, 1982.
- VALADKHANI, A. History of macroeconomic modeling: lessons from past experience. *Journal of Policy Modeling*, v. 26, p. 265-281, 2004.

A Inflação segue em declínio e tende para o centro da meta

No acumulado em 12 meses, segundo o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), a inflação desacelera sucessivamente, desde outubro de 2011. Em maio deste ano, ela atingiu 0,36%, registrando 4,99% no acumulado em 12 meses, uma queda de 0,12% em relação ao mês anterior (Gráfico 1). Apesar desse declínio, o IPCA não deve atingir o centro da meta ainda este ano. Segundo o último Boletim Focus, publicado no dia 15 de junho pelo Banco Central, o IPCA deve chegar a 4,96% no final de 2012, ainda acima do centro da meta de inflação.

A queda da inflação propicia a queda dos juros que, por sua vez, auxilia no crescimento do Produto Interno Bruto. Entretanto, segundo o mesmo boletim, os analistas do mercado financeiro reduziram a expectativa para o crescimento do PIB neste ano, que foi de 2,53%, para 2,30%. Atualmente a meta da taxa SELIC é de 8,5% a.a. e a previsão é de que ela caia para 7,5% a.a até o final deste ano, para que auxilie no crescimento do PIB.

Gráfico 1 – Inflação de 12 meses nos últimos 6 anos contra a meta inflacionária do Banco Central

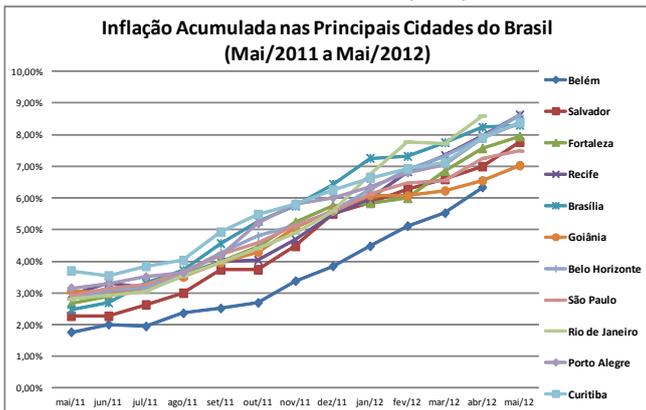


Fonte: IBGE (elaboração própria)

A cidade que registrou a maior inflação acumulada em abril de 2012, considerando-se que não havia dados do IPCA para as cidades Belém e Rio de Janeiro referentes ao mês de maio, foi o Rio de Janeiro (8,59%), seguido por Brasília (8,23%). Belém, mais uma vez, obteve o menor índice (6,34%), o que equivale a 2,25 pontos percentuais a menos que o maior índice (Gráfico 2).

De acordo com a Tabela 1, pode-se observar que em Brasília os gastos com artigos de residência tiveram uma alta de 1,76% no mês de maio em relação a março. Os outros grupos que registraram altas foram: Vestuário, 1,39%; Saúde e cuidados pessoais, 0,59%; Comunicação, 0,38%; e Despesas pessoais, 0,22%. As maiores quedas foram para Transportes, -1,13% e Alimentação e bebidas, -1,02%.

Gráfico 2 – IPCA acumulado em 12 meses nas principais cidades do Brasil



Fonte: IBGE (elaboração própria)

Tabela 1 – Variação do IPCA em Brasília por Grupos (em %), de março a maio de 2012

Grupos	Março	Mai	Variação
Artigos de Residência	-1,08	0,68	1,76
Vestuário	-0,2	1,19	1,39
Saúde e cuidados pessoais	0,16	0,75	0,59
Comunicação	-0,14	0,24	0,38
Despesas Pessoais	0,15	0,37	0,22
Educação	0,52	0,02	-0,5
Habituação	1,3	0,31	-0,99
Alimentação e Bebidas	0,98	-0,04	-1,02
Transportes	0,11	-1,02	-1,13

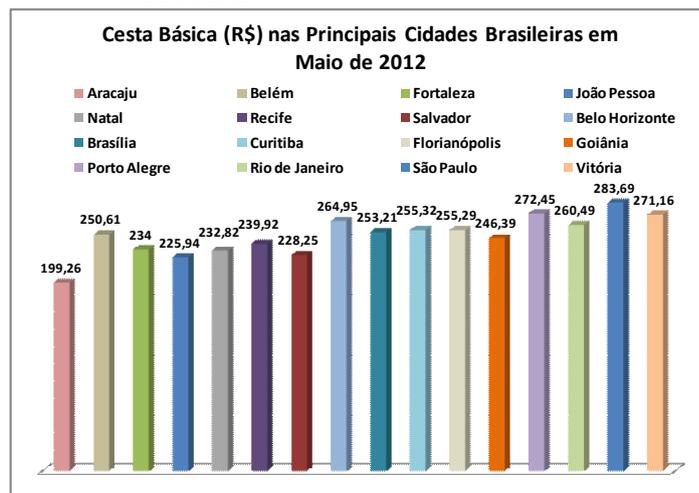
Fonte: SIDRA/IBGE (elaboração própria)

Cesta básica

Analisando o preço das cestas básicas, calculado pelo Dieese em maio de 2012, a cidade de São Paulo foi a que registrou o preço mais alto, R\$ 283,69 (Gráfico 3). A cesta mais barata se encontra em Aracaju, com R\$ 199,26, ou seja, os consumidores que compram em Aracaju economizam R\$ 84,43 a mais do que aqueles que compram em São Paulo. Brasília registrou R\$ 253,21, ou seja, R\$ 4,85 acima da média. Este mesmo cenário foi observado em fevereiro deste ano.

De acordo com a Tabela 2, em comparação a março, o preço da cesta básica de Brasília teve a maior queda no mês de maio, -0,19%. Além dela, Florianópolis também registrou uma queda de -0,09%. Fortaleza registrou a maior alta do mês: 10,70%. Seu preço foi de R\$ 211,39 para R\$ 234,00, uma variação de R\$ 22,61. Outras cidades que registraram as maiores altas foram Salvador, 7,72%; Recife, 7,54%; e Natal, 6,31%.

Gráfico 3 – O preço da Cesta Básica nas principais cidades brasileiras em maio de 2012



Fonte: Dieese (elaboração própria)

Tabela 2 – Maiores evoluções dos preços das Cestas Básicas, de março a maio de 2012

Cidade	Março	Mai	Altas/Quedas
Brasília	253,7	253,21	-0,19%
Florianópolis	255,52	255,29	-0,09%
Natal	219	232,82	6,31%
Recife	223,1	239,92	7,54%
Salvador	211,9	228,25	7,72%
Fortaleza	211,39	234	10,70%

Fonte: Dieese (elaboração própria)

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 20 jun. 2012.

DIEESE – Departamento Intersindical de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br/>>. Acesso em: 20 jun. 2012.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 20 jun. 2012.

SIDRA – Sistema IBGE de Recuperação Automática. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 20 jun. 2012.

* Graduanda do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Católica de Brasília.

A autora agradece ao professor José Ângelo C. do Amor Divino pela leitura crítica do texto e sugestões.

MERCADO DE TRABALHO

Philippe Andrews Lima Diniz*

Desemprego no DF no primeiro semestre de 2012

Segundo dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego publicados pelo Dieese, neste primeiro semestre de 2012, pode-se verificar um grande crescimento na taxa de desemprego no Distrito Federal. O número de desempregados nesse período cresceu de 11,5%, em janeiro, para 12,9% no mês de junho, ou seja, 23 mil desempregados a mais no decorrer do semestre (Tabela 1).

O mês de janeiro começa por marcar ligeiro aumento no desemprego em relação a dezembro, o que é comum nessa época do ano. Nessa transição, ocorreu um aumento da taxa de desemprego, que passou de 11%, em dezembro/2011, para 11,5%, em janeiro/2012, quando alcançou 163 mil pessoas, 8 mil a mais que no mês anterior, causado em parte por 7 mil pessoas a mais que entraram na População Economicamente Ativa (PEA) e pelo número de postos de trabalho que se manteve praticamente constante. Já em fevereiro a taxa cresceu de novo, chegando aos 12,4%.

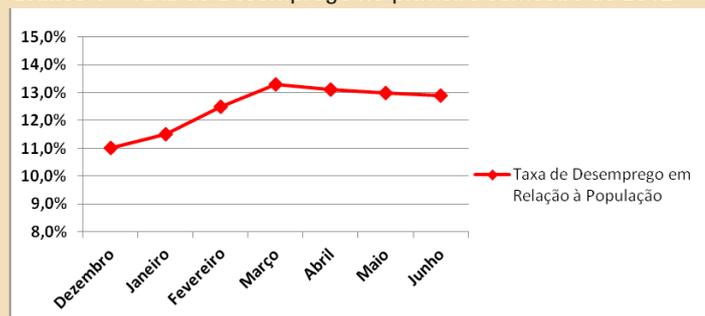
Tabela 1 – Distrito Federal – estimativas do número de pessoas de 10 anos e mais, segundo condição de atividade, em 1000 pessoas

CONDIÇÃO DE ATIVIDADE	Dez./11	Jan./12	Fev./12	Mar./12	Abr./12	Mai./12	Jun./12
População em idade ativa	2.262	2.268	2275	2.280	2.286	2.291	2.295
População economicamente ativa	1.408	1.415	1.421	1.425	1.428	1.441	1.447
Ocupados	1.253	1.252	1245	1.235	1.240	1.253	1.261
Desempregados	155	163	176	189	188	188	186
Em desemprego aberto	115	120	854	147	147	146	141

Fonte: Convênio – DIEESE/SEADE-SP/MTE-FAT/SETRAB-GDF/CODEPLAN. PED-DF Pesquisa de Emprego e Desemprego no Distrito Federal

O mês de março apresentou um aumento no desemprego, que chegou a 13,3% da PEA, atingindo o percentual mais alto no período considerado (Gráfico 1). Se comparado a 2011, o mês de março teve uma ligeira queda no desemprego, que no ano passado estava em 13,4%. Neste mês, o número de desempregados chegou a 189 mil pessoas no DF, crescimento de 13 mil em relação a fevereiro. Um dos fatores que mais causou isso foi a redução em 10 mil postos de trabalho e o crescimento na População Economicamente Ativa de quatro mil pessoas. O número de ocupados foi cerca de 1,23 milhão de pessoas, uma redução de 0,8% em relação ao mês anterior.

Gráfico 1 – Taxa de Desemprego no primeiro semestre de 2012



Fonte: Dieese (elaboração própria)

Na sequência, abril apresentou uma leve redução na taxa de desemprego, chegando a 13,1% da PEA, ou seja, uma redução de mil pessoas em relação ao mês anterior. Tal resultado decorreu da geração de 5 mil postos de trabalho, número esse parecido com o número de pessoas que passaram a fazer parte da População Economicamente Ativa, que foi de mais 3 mil. Essa é a menor taxa de desemprego em meses de abril, desde o início da construção dessa série estatística.

No mês de maio, o número de desempregados manteve-se praticamente constante e, em proporção à PEA, a percentagem caiu 0,1% em relação a abril, chegando a 13%. Em junho, o número de desempregados experimentou redução de 2 mil pessoas e a proporção caiu, ligeiramente, para 12,9%. Em comparação com junho de 2011, o desemprego manteve-se de certo modo estável (12,7%, nesse mês). O número de desempregados no mês de

junho se manteve praticamente constante em relação ao mês anterior por conta do número de pessoas incluídas na população economicamente ativa. Neste último mês do semestre houve uma variação positiva do nível ocupacional de 0,6%, ou 8 mil novos postos, e o número de ocupados foi de aproximadamente de 1,26 milhão de pessoas.

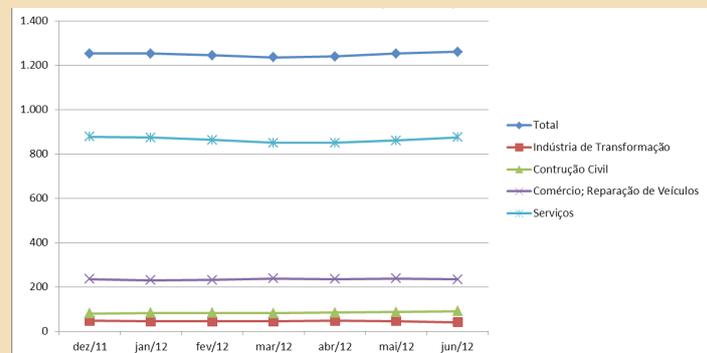
Como podemos verificar na Tabela 2 e no Gráfico 2, as variações de ocupados por setores de atividade quase não sofreram alterações no decorrer do semestre. O setor de Serviços apresentou um aumento de 2 mil pessoas. Já a Construção Civil apresentou um crescimento de 7 mil postos de trabalho. No setor de Comércio e Reparação de Veículos houve um aumento de 4 mil pessoas no período. A Indústria foi o único setor que apresentou redução no número de trabalhadores: 3 mil pessoas. Considerando todos os setores, houve um aumento de 9 mil pessoas ocupadas durante o semestre.

Tabela 2 – Distrito Federal – estimativas do número de ocupados, por setor de atividade em 1.000 pessoas

S setores de atividade	Dez./11	Jan./12	Fev./12	Mar./12	Abr./12	Mai./12	Jun./12
Total	1.253	1.252	1.245	1.235	1.240	1.253	1.261
Indústria de transformação	47	44	45	44	47	46	41
Construção civil	80	83	83	81	84	87	90
Comércio; reparação de veículos automotores e motocicletas	235	230	232	238	236	238	234
Serviços	878	873	863	850	850	860	875

Fonte: Convênio – DIEESE/SEADE-SP/MTE-FAT/SETRAB-GDF/CODEPLAN. PED-DF – Pesquisa de Emprego e Desemprego no Distrito Federal

Gráfico 2 – Estimativa do número de ocupados, por setor de atividade



Fonte: Dieese (elaboração própria)

Com esses dados da Pesquisa de Emprego e Desemprego fornecidos pelo Dieese, podemos resumir que, de janeiro a junho deste ano, houve um aumento de 23 mil pessoas desempregadas no Distrito Federal, ao passo que a população ocupada em todos os setores experimentou aumento de apenas 9 mil cargos, metade do ocorrido no mesmo período de 2011, quando esse número havia chegado a 18 mil.

REFERÊNCIA

DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos. Disponível em: <<http://www.dieese.org.br>>. Acesso em: 31 jul. 2012.

* Graduando do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Católica de Brasília. O aluno agradece ao Prof. Gilson Geraldino Silva Jr. pela leitura crítica do texto e sugestões.

Eficiência técnica das firmas brasileiras exportadoras de proteína animal

O mercado de proteína animal passa por mudanças significativas. Entre essas, vale destacar a crescente demanda dos países emergentes, a evolução dos sistemas de informação e a eliminação de barreiras tarifárias. A eliminação de restrições comerciais em um cenário de estabilização da inflação e do crescimento dos fluxos internacionais de capital possibilita para um país como o Brasil, com empresas capazes de produzir de forma mais competitiva, se tornar mais atraente para investimentos. O Brasil já é um ator importante no mercado internacional de carnes, daí a relevância de se analisar a eficiência técnica de seus principais grupos, que possuem capital aberto, cujas ações são negociadas na BM&FBOVESPA.

Em 2004 o Brasil superou a Austrália e se tornou o maior exportador de carne bovina do mundo. Além disso, há uma possibilidade real de ganhar mais espaço nos mercados dos países europeus, que mostram preferência por carne de animais criados em pasto sem o uso de esteróides anabolizantes (Ver Agroanalysis, 2008). Segundo a OCDE (2011) o aumento do consumo de proteína animal deve chegar a 25,7% nos países em desenvolvimento no período 2007-2017. Para o mesmo período, os países desenvolvidos devem aumentar o seu consumo em 6,3%. O aumento no consumo de carne é resultante principalmente da renda e do crescimento da população, especialmente nos países em desenvolvimento. A perspectiva em termos percentuais de crescimento durante 2007-2017 deverá ser de 20,4% para carne de frango, 20,2% para a carne de porco e de 17,6% para carne bovina.

O Brasil tem espaço para ampliar sua produção, pois conta com 90 milhões de hectares disponíveis para ocupação com gado, mais de 15% das reservas mundiais de água potável e um clima adequado. Estas são as bases de fundo subjacentes à produção de carnes do Brasil e seu papel como um importante *player* no mercado internacional. A inserção expressiva no mercado internacional de carnes chama o país para monitorar de perto as mudanças estruturais na indústria e implementar a logística, realizar mudanças tecnológicas e administrativas, quando necessário, a fim de manter a sua liderança.

Nesse contexto, o objetivo deste estudo é avaliar a eficiência técnica das empresas brasileiras que operam no mercado internacional de proteína animal (carne bovina, suína e aves). Os seis grupos empresariais de interesse são (1) JBS - Friboi, (2) BRF - Brasil Foods, (3) Marfrig, (4) Minerva, (5) Minupar e (6) Excelsior. Foi utilizada uma função de produção para o oligopólio, assumindo um modelo de fronteira estocástica com efeitos técnicos que afetam a componente ineficiência. Os dados são do balanço consolidado de cada grupo para o período que se inicia no primeiro trimestre de 2007 e termina no terceiro trimestre de 2011. A especificação da função de produção é tomada a partir da família Cobb-Douglas e para a estrutura de erro usamos um modelo *normal-Half-normal*. Os componentes normais de erro aleatórios têm média zero e variâncias, dependendo dos efeitos das firmas. Os componentes de erro de ineficiência são independentes dos componentes de erro aleatório, com variações dependendo de um conjunto de efeitos técnicos, de acordo com Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Kumbhakar e Lovell (2003), Coelli O'Donnell e Battese (2005), Greene (2008) e Fried, Lovell e Schmidt (2008).

As variáveis utilizadas para realizar a análise foram obtidas no balanço contábil de cada firma, disponibilizados pela ECONOMÁTICA e Comissão de Valores Mobiliários - CVM, sendo que para os valores do *output*, considerouse a receita líquida de cada firma e como *inputs* utilizou-se o Imobilizado como uma *proxy* para capital e os gastos com salários e benefícios a empregados como *proxy* para trabalho. Para os efeitos técnicos consideraram-se o valor do estoque, todas as variáveis em dólares e deflacionadas pelo índice de preços ao produtor americano e definiu-se também uma *dummy* (Dcrisis) que identifica o período em que a economia brasileira foi afetada pela crise do subprime. De maneira que para o período referente ao terceiro trimestre de 2008 até o terceiro trimestre de 2011, Dcrisis = 1, caso contrário, Dcrisis = 0. As dummies para identificar as seis firmas são denotadas por D1 até D6, respectivamente. Utilizou-se uma transformação logarítmica em todas as variáveis.

Os resultados estatísticos decorrentes do referido modelo, estão apresentados na tabela 1. O ajuste global foi muito bom com coeficiente de correlação entre os valores observados e preditos superior a 98%. Os coeficientes estimados de capital (K) e trabalho (L) são estatisticamente significativos ao nível de 1%. Os valores de elasticidade são 0,3140 e 0,9552, respectivamente. A soma das elasticidades é significativamente maior que 1 e a hipótese de retornos constantes de escala foi rejeitada com p - valor <0,0001, o que indica retornos crescentes de escala conforme o esperado. Geralmente, as empresas exportadoras precisam trabalhar com economias de escala para acessar o mercado internacional. No caso do Brasil, a indústria de produtos de carne não é diferente. O mercado, portanto, não é competitivo. O coeficiente do estoque é estatisticamente significativo e

negativo. Como esperado, quando o estoque aumenta a produção diminui. Entre as *dummies* para as empresas, somente D2 é estatisticamente significativa indicando a baixa eficiência quando se analisa o intercepto da firma 2. O período da crise subprime teve um efeito significativo na eficiência técnica dessa firma.

Finalmente, a variável contextual Dcrisis é estatisticamente significativa, com coeficiente estimado em 0,6963. O coeficiente de Dcrisis indica que a crise do subprime afeta negativamente a eficiência das empresas, após o segundo trimestre de 2008. O efeito pode ser explicado pelo impacto global da crise do subprime na economia brasileira.

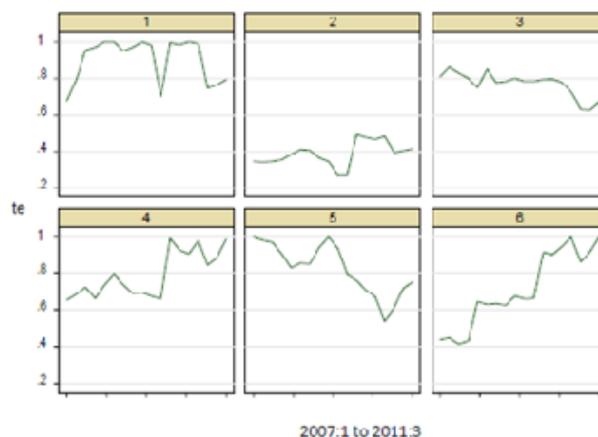
Table 1 – Empirical Results: Stochastic Frontier Normal-Half-Normal Model. Stata1: output listing.

INPUTS	Coefficients	Standard Error	Statistic z	p-value
K	0.3140	2.68e-06	1.2e+05	<0.0001
L	0.9552	0.00002	4.3.e+04	<0.0001
Stocks(t-1)	-0.1133	0.00002	-6048.38	<0.0001
Year_2007	0.2119	0.00001	1.9e+04	<0.0001
Year_2008	0.2297	8.68e-06	2.6e+04	<0.0001
Year_2009	0.1872	5.22e-06	3.6e+04	<0.0001
Year_2010	-0.2320	9.84e-06	-2.4e+04	<0.0001
Constant	0.9007	0.00004	2.5e+04	<0.0001
Explanatory variables for technical inefficiency variance function				
D2	2.6845	0.3998	6.7100	<0.00001
Dcrisis	0.6963	0.2993	2.3300	0.0200
Constant	-2.7387	0.2209	-12.4000	<0.0001
Explanatory variables for the random error variance function				
Constant	-37.7303	295.2220	-0.1300	0.8980

Note: Elaborated by authors

Figure 1 - Evolution in time of scores of technical efficiencies by firm.

(1) JBS - Friboi, (2) BRF - Brasil Foods, (3) Marfrig, (4) Minerva, (5) Minupar e (6) Excelsior.



A Figura 1 mostra a evolução da eficiência técnica ao longo do tempo por firma. Observando as pontuações de desempenho, percebe-se que o pior desempenho é o da empresa 2, BRF - Brasil Foods como indicado pelo sinal positivo e significativo de D2. Foi possível também inferir o impacto da crise do subprime na economia brasileira observando o crescimento econômico entre 2007 e 2011. As taxas do crescimento econômico foram de 6,9%, 5,17%, -0,6%, 7,53% e 2,73%, respectivamente.

¹ Professor no Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Católica de Brasília - UCB.

² Doutoranda do Programa de Stricto Sensu em Economia da Universidade Católica de Brasília - UCB.

Portanto, todas as firmas mostram redução do nível de eficiência. Essas firmas começaram a se recuperar no último trimestre do período analisado, seguindo uma tendência geral observada para os oligopólios. Os estoques e a crise do subprime afetaram negativamente a eficiência técnica. Além disso, as empresas operam em um mercado com concorrência imperfeita e, por isso, mostram retornos crescentes de escala.

REFERÊNCIAS

AGROANALYSIS. Especial Globalização da Pecuária, *Agroanálise*, FGV, São Paulo, Vol. 28, nº 11, p.20 - 40, nov. 2008.

AIGNER, D.J.; C.A.K. LOVELL and P. Schmidt. *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*. *Journal of Econometrics*, 6, 21 - 37, 1977.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Second Edition, Springer, 2005.

FRIED, Harold O.; LOVELL, C. A. KNOX and SCHMIDT, Shelton S. *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. 1st Edition. Oxford University Press, 2008.

GREENE. *Econometric analysis*, 6th Edition, Prentice Hall, NJ, 2008.

KUMBHAKAR, S. C. and Lovell, C.A.K. *Stochastic frontier analysis*. 1st Edition, The Press Syndicate of the University of Cambridge, 2003.

OECD. Organisation for Economic Co-operation and Development – Report: Agriculture subsidies. Available at <http://www.oecd.org/searchResult/>. Accessed on november 29, 2011.

COMÉRCIO EXTERIOR

Lúcio Hellery Holanda Oliveira*

Testando as implicações do modelo intertemporal da conta corrente para o Brasil: 1947-2010

Introdução

O modelo inicial que trata a teoria intertemporal da conta corrente foi desenvolvido por Sachs (1982) e posteriormente disseminado por Obstfeld e Rogoff (1996). Sob essa abordagem, a conta corrente apresenta déficits sempre que há expectativas de aumento do produto líquido futuro, definido como o produto interno bruto, excluídos os investimentos e os gastos públicos. Intuitivamente, se os agentes econômicos de um país esperam um aumento do produto líquido futuro, eles contraem empréstimos no exterior para consumir hoje, antecipando o aumento da renda e gerando déficit na conta corrente. De forma oposta, há superávit na conta corrente quando se espera uma queda futura do produto líquido.

Os resultados empíricos obtidos neste trabalho buscam proporcionar uma contribuição para a literatura econômica brasileira em relação às implicações da dinâmica intertemporal da conta corrente até um período mais recente, uma vez que as séries de dados empregadas no modelo compreendem um período de mudanças macroeconômicas importantes nos últimos anos. A respeito, destacam-se: (i) implantação do Plano Real em 1994 e a estabilização da economia; (ii) incertezas políticas decorrentes de eleições presidenciais em 2002; (iii) um processo mais intenso de estímulo à bancarização e oferta de crédito a partir de 2003; (iv) a crise financeira do mercado hipotecário americano iniciada em 2007; e (v) a crise da dívida pública da Zona do Euro, que vem se estendendo a diversos países da Europa desde 2010.

O modelo

Segundo a abordagem intertemporal da conta corrente, que tem como hipóteses básicas a existência de alta mobilidade de capitais entre países e a suavização do consumo por parte do agente representativo, o saldo da conta corrente de um país é a variação do valor líquido dos seus ativos em relação ao resto do mundo. Quando há um superávit em conta corrente é porque o país como um todo está emprestando recursos, e, quando há déficit, o país está tomando empréstimos.

Nesse contexto, a conta corrente ótima, que é aquela consistente com o nível ótimo de movimentos de capitais que permite aos agentes econômicos suavizarem o consumo na presença de choques, é definida como:

$$CA_t^* \cong y_t - r \cdot b_t - g_t - i_t - \theta c_t^* \quad (1)$$

onde y é o produto interno bruto (PIB), r é a taxa de juros internacional que se admite fixa, b é o nível de ativos estrangeiros possuídos pela economia, de modo que $r \cdot b_t$ é o pagamento líquido de fatores, que consiste nos juros e dividendos líquidos ganhos sobre ativos estrangeiros, g representa os gastos do governo, i é o investimento agregado, θ é a constante de proporcionalidade que reflete a dinâmica da tendência do consumo, sendo $\theta = \frac{\beta(1+r)r}{\beta(1+r)^2 - 1}$, onde $\beta \in (0, 1)$ é o fator de desconto intertemporal que mede o grau de impaciência do indivíduo para consumir e c_t^* é a trajetória do consumo ótimo dada por:

$$c_t^* = \frac{r}{(1+r)\theta} \left[(1+r)b_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t \{ Z_{t+j} \} \right] \quad (2)$$

onde $Z_{t+j} = y_{t+j} - i_{t+j} - g_{t+j}$ é o produto líquido de investimentos e dos gastos do governo, frequentemente chamado de produto líquido ou fluxo de caixa nacional.

Substituindo-se a equação (2) na equação (1) e efetuando-se algumas manipulações algébricas, obtém-se a conta corrente ótima:

* Mestre em Economia pela Universidade Católica de Brasília.

1 A generalização para ordens maiores do VAR pode ser vista em Senna e Issler (2000).

$$CA_t^* = - \sum_{j=2}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t \{ \Delta Z_{t+j} \} \quad (3)$$

Para se estimar a equação (3), emprega-se o modelo proposto por Campbell e Shiller (1987), em que o cálculo do valor presente das mudanças esperadas no produto líquido para se gerar a série da conta corrente ótima é feito por meio da estimação de um vetor autorregressivo irrestrito de ordem p , que, no caso específico de $p = 1$, assume a forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Z_{t-1} \\ CA_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Na equação (4) e_{1t} ($i = 1, 2$) são erros com média condicional zero. A partir da equação (4) chega-se na expressão para a conta corrente ótima, a qual é derivada em Sheffrin e Woo (1990), Ghosh (1995) e Senna e Issler (2000):

$$CA_t^* = k \begin{bmatrix} \Delta Z_t \\ CA_t \end{bmatrix} \quad (5), \quad \text{onde} \quad k = -h \left(\frac{1}{1+r} A \right) \left(I - \frac{1}{1+r} A \right)^{-1} \quad (6)$$

Em (6), h é uma matriz $[1 \ 0]$, A é a matriz 2×2 dos coeficientes do modelo obtida por meio da equação (4) e I é uma matriz identidade 2×2 .

Descrição dos dados

Este trabalho emprega dados anuais para a economia brasileira referentes ao período de 1947 a 2010. Os dados de produto agregado, consumo agregado, gastos do governo, investimento agregado e rendas foram obtidos a partir da base de dados do Ipeadata, sendo a fonte dos dados o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Todos os valores foram convertidos a preços constantes por intermédio do deflator implícito do PIB, empregando-se como base o ano de 2010, sendo em seguida transformados para valores *per capita*.

Estimativas do modelo

Como é usual, inicialmente foram realizados testes para verificar se há presença de raiz unitária nas séries empregadas no modelo. A tabela 1 apresenta os resultados para os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF), de Dickey-Fuller aumentado com GLS (ADF^{GLS}), de Phillips-Perron (PP) e de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), os quais sugerem que apenas a conta corrente é estacionária em nível e que as demais séries possuem uma única raiz unitária.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária das séries ^{1/}

Variável	Teste ADF ^{2/} Estatística t	Teste ADF ^{GLS 3/} Estatística t	Teste PP ^{4/} Estatística t	KPSS ^{5/} Estatística t
ca _t	-2.9795**	-2.9449***	-2.9795**	0.2635
c _t	-0.5710	0.4898	-0.6269	0.9484***
Δc _t	-3.0217**	-1.9986**	-6.4247***	0.0888
g _t	1.3884	2.0261	1.4963	0.9756***
Δg _t	-7.0293***	-7.0850***	-7.0341***	0.3866*
i _t	-1.0627	-0.0381	-0.9717	0.8363***
Δi _t	-6.7824***	-6.7928***	-6.6869***	0.1018
y _t	-0.2562	0.9503	-0.1929	0.9877***
Δy _t	-3.7348***	-3.7441***	-5.6806***	0.0858
z _t	-0.6409	1.0032	-0.7393	0.9571***
Δz _t	-5.9731***	-5.7911***	-5.9879***	0.1072

1/ Foram empregadas equações de teste com intercepto. Significâncias a 1%, 5% e 10% são representadas por ***, ** e *, respectivamente.

2 e 3/ Foi empregado o critério de informação de Akaike modificado com seleção automática para se obter a defasagem ótima.

3/ Valores críticos: -2.6022 (1%), -1.9461 (5%) e -1.6134 (10%).

4/ Foi empregado o método de estimação de Newey-West com Kernel Bartlett para a largura de banda.

5/ O teste KPSS tem como hipótese nula a estacionariedade da série. Valores críticos: 0.7390 (1%), 0.4630 (5%) e 0.3470 (10%).

A obtenção da conta corrente ótima envolve a estimação de um VAR irrestrito com CA_t e ΔZ_t . Os coeficientes estimados bem como os desvios padrões e as estatísticas t associadas estão apresentados na tabela 2. Observa-se que os coeficientes de CA_{t-1} , na equação de ΔZ_t , e os coeficientes de ΔZ_{t-1} , na equação de CA_t , não são individualmente significativos, a partir da estatística t , o que sugere que a conta corrente não Granger-cause variações no produto líquido Z e que variações em Z não Granger-cause variações em CA .

Tabela 2 – Estimação do VAR ^{1/}

Regressor	Equação 1		Equação 2	
	$\Delta Z_t = a_{11}\Delta Z_{t-1} + a_{12}CA_{t-1}$	$CA_t = a_{21}\Delta Z_{t-1} + a_{22}CA_{t-1}$		
ΔZ_{t-1}	0.2496** (0.1282)	0.0149 (0.0829)		
CA_{t-1}	-0.0938 (0.1475)	0.6845*** (0.0953)		
Constante	0.0001 (4.4E-05)	3.05E-05 (2.8E-05)		

1/. Significâncias a 1%, 5% e 10% são representadas por ***, ** e *, respectivamente. Os desvios padrões são apresentados entre parênteses.

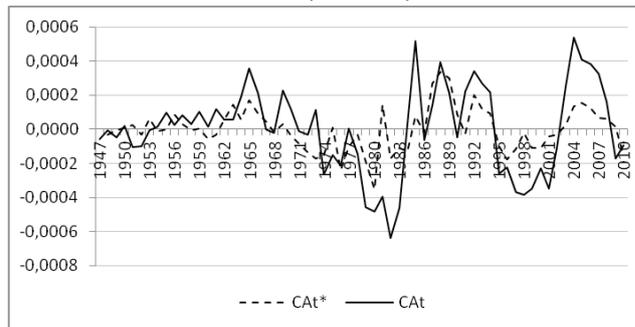
Para a comparação entre a série da conta corrente ótima CA_t^* com a série da conta corrente real da economia brasileira CA_t , efetua-se a estimação da série ótima empregando-se a equação (5), com as duas séries calculadas como a variação em torno de suas respectivas médias. Empregou-se uma taxa de juros internacional de 2%.

A série para as variações da conta corrente ótima em torno da sua média a partir do VAR é dada por:

$$CA_t^* - \mu_{CA^*} = 0.3168(\Delta Z_{t-1} - \mu_{\Delta Z}) + 0.3682(CA_{t-1} - \mu_{CA}) \quad (7)$$

As séries real e ótima são apresentadas no gráfico 1. Pode-se observar que, em geral, a série de conta corrente real atinge valores absolutos mais elevados do que a série ótima. Ou seja, a conta corrente real apresenta sempre maiores superávits ou déficits do que a conta corrente ótima. As maiores diferenças podem ser observadas nos primeiros anos da década de 80, na segunda metade da década de 90 e após o ano de 2004; o fraco ajuste pode estar relacionado a períodos de crises nos quais se teria maiores dificuldades para se acessar o mercado internacional.

Gráfico 1 – Conta corrente ótima CA_t^* e real CA_t



Com relação à volatilidade das séries, nota-se que a conta corrente real é mais volátil do que a conta corrente ótima. A tabela 3 apresenta o desvio padrão das séries de conta corrente real e de conta corrente ótima e a correlação entre as séries. O coeficiente de correlação estimado foi 0.6739, o que indica que as duas séries variam no mesmo sentido e estão relativamente próximas.

Tabela 3 – Desvio padrão e correlação de CA_t e CA_t^*

DP (CA_t^*)	DP (CA_t)	DP(CA_t^*)/DP(CA_t)	Var(CA_t)/Var(CA_t^*)	Corr(CA_t, CA_t^*)
0.000254	0.000127	2.00	4.00	0.6739

REFERÊNCIAS

CAMPBELL, J. Y.; SHILLER, R. J. Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy* 95(5): 1062-1088, 1987.

GHOSH, A. R. International capital mobility amongst the major industrialized countries: too little or too much? *The Economic Journal*, v. 105, n. 428, p. 107-28, 1995.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.

SACHS, J. The current account and macroeconomic adjustment in the 1970's. *Brooking Papers Econ. Activity*, 1:201-268, 1981.

SENNA, F. A. de A.; ISSLER, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947-1997. *Estudos Econômicos*, v. 30, n. 4, p. 493-523, 2000.

SHEFFRIN, S. M.; WOO, W. T. Present value tests of an intertemporal model of the current account. *Journal of International Economics*, v. 29, n. 3-4, p. 237-53, 1990.

MERCADO FINANCEIRO

Clarissa Medeiros Borges* Rogério Boueri Miranda**

Panorama do mercado financeiro no segundo trimestre

Em meio à duvidosa recuperação econômica do bloco de países europeus e dos Estados Unidos, definitivamente 2012 não parece ser o ano de recuperação e retomada de crescimento para economia global. Os sucessivos fracassos das medidas de incentivo a essas economias têm afetado cada vez mais os mercados emergentes, como Brasil e China, por exemplo. Prova disso foi o fraco desempenho da economia desses países no segundo trimestre do ano.

Os mercados têm se mostrado apreensivos diante do surgimento de mais países europeus com problemas econômicos tão complexos quanto os dos gregos, as altas taxas de desemprego e as dificuldades dos governos para estimular o consumo em suas economias. Não se notou grandes altas nas principais bolsas europeias e nas bolsas americanas entre abril e junho deste ano. Seguindo a tendência dos mercados internacionais, o IBovespa também espera por dias melhores. Só no mês de maio o índice perdeu 11,86%.

GRÁFICO 1 – Oscilação do Índice Bovespa durante os últimos seis meses



O PIB brasileiro anunciado surpreendeu negativamente os investidores como o pior desempenho entre BRICS. Enquanto a China teve uma expansão de 8,1%, a Índia 5,3%, a África do Sul 2,1% e a Rússia 4,9%, o Brasil teve apenas um ligeiro crescimento de 0,2%. Os setores de agropecuária e investimentos apresentaram forte queda e seguraram a alta do Produto Interno Bruto (PIB). Em valores correntes, o PIB brasileiro do primeiro trimestre somou R\$ 1,033 trilhão.

O cenário internacional apresenta forte expectativa sobre a reação chinesa à sua contaminação pela crise europeia. Analistas afirmam que uma desaceleração na economia chinesa seria catastrófica e traria consequências imensuráveis à saúde da economia global. Hoje, boa parte das exportações de muitos países tem como fim os mercados chineses. Assim, uma queda na demanda chinesa poderia ser o estopim de um novo momento na crise econômica mundial.

Portanto, os mercados globais esperam ansiosos para que o Banco Central Europeu atue com o respaldo dos principais países da região e traga uma solução definitiva para a Europa, e que novas medidas de estímulo monetário nos Estados Unidos sejam tomadas. Assim, a China poderá manter-se o mais distante possível da fragilidade em que se encontra a economia mundial. Apesar de as negociações por medidas de austeridade fiscal e estímulo às economias europeias terem sido enfraquecidas pelas trocas de governantes em alguns países, espera-se para o segundo semestre deste ano haver acordo entre os principais atores negociantes da crise econômica europeia.

* Graduada do Curso de Ciências Econômicas da UCB.
** Professor no Curso de Ciências Econômicas da UCB.

Embora as crises europeia e estadunidense estejam precificadas pelos mercados financeiros e de capitais, a palavra de ordem para os investidores brasileiros ainda é cautela. Novas notícias não abalam o mercado como no auge da crise, porém poucos investidores têm se mostrado ousados na hora de montar suas carteiras. A Bolsa de Valores brasileira verificou quedas substanciais em algumas empresas neste segundo trimestre, o que mostra que ainda é difícil afirmar como está a saúde das empresas de capital aberto brasileiras.

Tabela 1 – Ativos com maiores baixas no segundo trimestre de 2012

Código	Empresa/Tipo	3 meses	
		Preço (R\$)	Varição (%)
OGXP3	OGX ON	5,65	-57,29
USIM3	Usiminas ON	8,25	-54,67
RSID3	Rossi ON	4,65	-41,87
BISA3	Brookfield ON	3,07	-38,84
CSNA3	CSN ON	10,53	-35,60
MMXM3	MMX ON	5,72	-35,44
ELPL4	AES Eletropaulo PN	19,25	-33,98
USIM5	Usiminas PNA	7,38	-32,42
GFSA3	Gafisa ON	2,51	-29,10
JBSS3	JBS ON	5,36	-28,53
TIMP3	TIM ON	8,54	-24,69
PDGR3	PDG Realty ON	3,41	-21,97
EMBR3	Embraer ON	13,14	-19,52
BTOW3	B2W ON	6,68	-17,84
DASA3	Dasa ON	11,50	-16,36

As expectativas para o segundo semestre deste ano são otimistas. Após as trocas de governantes em alguns países europeus, o discurso do Banco Central Europeu (BCE) aos poucos tem se alinhado com as necessidades de países como a Espanha e Itália. O Banco Central dos Estados

Unidos (FED) provavelmente não fará mudanças que mudem substancialmente a dinâmica da economia americana, devido às eleições presidenciais que acontecerão nos EUA neste ano. Com Obama tentando a reeleição, nada muito criativo será feito antes que a eleição seja decidida. Porém, analistas acreditam numa melhora na economia daquele país para o próximo semestre.

No Brasil, não há cenário prospectivo na economia global que sugira que o país possa vir a sofrer grande deslocamento de capitais estrangeiros na sua direção nos próximos meses, enquanto não eliminar os entraves que o torna um país “caro” à vista dos investidores que estão buscando oportunidades. Da mesma forma, não se vislumbra um desempenho altamente satisfatório da balança comercial, muito atrelada a *commodities* agrícolas e metálicas, que, com raríssimas e pontuais exceções, tendem a perder preço e volume de demanda.

Para o mercado brasileiro o momento requer sensatez, e o governo cumpre o seu papel estimulando uma visão otimista, mas não podemos desconsiderar que há adversidades no caminho. O Brasil, por ser um país emergente altamente dependente dos países desenvolvidos, no que diz respeito a fluxos de recursos externos, e do emergente maior, a China, de cujos ventos favoráveis nos fizemos dependentes pela demanda, da mesma forma revela haver intensificado sua força de crescimento pela dependência da demanda dos desenvolvidos, que acaba por afetar os demais emergentes, seus fornecedores de insumos. A ruptura na roda deixa evidente que nenhum país é grande o bastante para passar imune aos efeitos da crise. Afinal, este é o mundo globalizado.

REFERÊNCIAS

ADVFN. Disponível em: <<http://www.advfn.com.br>>. Acesso em: 19 maio; 20 jun. 2012.

EXAME. Disponível em: <<http://www.exame.abril.com.br>>. Acesso em: 10, 11 abr; 22 maio; 24 jul. 2012.

INFOMONEY. Disponível em: <<http://www.infomoney.com.br>>. Acesso em: 10, 15 abr; 24 jul. 2012.

UOL ECONOMIA. Disponível em: <<http://economia.uol.com.br>>. Acesso em: 3, 9 jul. 2012

O ESTADO DE SÃO PAULO. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br>>. Acesso em: 29 jun; 1, 2, 3 jul. 2012

A **Carta Econômica** é um boletim trimestral com tiragem de quinhentos exemplares, produzido pelo Curso de Ciências Econômicas – graduação, mestrado e doutorado em Economia – da Universidade Católica de Brasília.
Ano XVIII, nº 2 – junho de 2012

Prof. MSc. Amairte Benevenuto (amairte@ucb.br)
Editor da Carta econômica do DF
Coordenador da Seção de Finanças Públicas
Prof. Dr. José Angelo Divino (jangel@pos.ucb.br)
Coordenador da Seção de Inflação
Prof. Dr. Gilson Geraldino Silva Jr. (gilsonj@ucb.br)
Coordenador da Seção de Mercado de Trabalho
Prof. Dr. Tito Belchior S. Moreira (tito@ucb.br)
Coordenador da Seção de Comércio Exterior DF
Prof. Dr. Rogério Boueri Miranda (rmiranda@ucb.br)
Coordenador da Seção de Mercado Financeiro
Diagramação: Adriano da Silva Pereira/Editora Universa – UCB
Revisão: Margarida Drumond de Assis/Editora Universa – UCB

Curso de Ciências Econômicas da Universidade Católica de Brasília – UCB
Para mais informações, acesse a home page do curso: www.economia.ucb.br
Endereço: Campus I – QS 7 lote 1 EPCT
CEP 91.966-700 – Águas Claras – Taguatinga – DF
Fone: (61) 3356-9185 Fax: (61) 3356-3010

Mestrado e Doutorado em Economia da Universidade Católica de Brasília
Para mais informações, acesse a home page do curso www.ucb.br/economia.
Endereço: Campus II – SGAN 916, Módulo B, Asa Norte
CEP 70.790-160 – Brasília – DF
Fone: (61) 3448-7127 Fax: (61) 3347-4797

