

INFLUÊNCIA DO AMBIENTE ECONÔMICO SOBRE A CONFIANÇA DO CONSUMIDOR E AS DECISÕES DE CONSUMO NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA CONSIDERANDO OS EFEITOS DAS CREDIBILIDADES MONETÁRIA E FISCAL¹

Gabriel Caldas Monte²

Bruno Campos Visconti³

A credibilidade é um aspecto importante para a formação de expectativas no regime de metas para a inflação. Este trabalho analisa se a credibilidade da autoridade monetária e a credibilidade fiscal afetam a confiança dos consumidores. Após observar a influência do ambiente econômico sobre a confiança dos consumidores, o estudo verifica a influência da confiança do consumidor, e de outras variáveis, sobre as decisões de consumo. Os resultados sugerem que as credibilidades monetária e fiscal influenciem a confiança dos consumidores, e que a confiança dos consumidores seja relevante para as decisões de consumo de diferentes tipos de bens.

Palavras-chave: credibilidade; confiança; consumo.

INFLUENCE OF THE ECONOMIC ENVIRONMENT ON CONSUMER CONFIDENCE AND CONSUMPTION DECISIONS IN BRAZIL: AN EMPIRICAL ANALYSIS CONSIDERING THE EFFECTS OF MONETARY CREDIBILITY AND FISCAL CREDIBILITY

Credibility is important for the expectation formation in the regime of inflation targeting. This paper analyzes whether the credibility of the monetary authority and the fiscal credibility affect consumer confidence. After observing the influence of the economic environment on consumer confidence, the study verifies the influence of consumer confidence, together with other variables, on the consumption decisions. The results suggest that monetary credibility and fiscal credibility influence the confidence of Brazilian consumers and, consumer confidence is relevant to consumption decisions of different types of goods.

Keywords: credibility; confidence; consumption.

JEL: E21; E52; E62.

1. Os autores agradecem pelos comentários e sugestões do parecerista anônimo da revista. Todos os eventuais erros presentes no texto são de responsabilidade dos autores.

2. Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal Fluminense (UFF) e bolsista de produtividade do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). *E-mail:* <gabrielmontesuff@yahoo.com.br>.

3. *E-mail:* <b_visconti@hotmail.com>.

1 INTRODUÇÃO

A confiança do consumidor é abordada na literatura por meio de formas e metodologias distintas. Enquanto alguns trabalhos investigam quais fatores contribuem com a interpretação do contexto econômico e a formação da confiança dos consumidores (Fuhrer, 1993; Vuchelen, 2004; de Mendonça, 2009), outros analisam se a confiança do consumidor atua como mecanismo de transmissão de choques para a economia (Eppright, Arguea e Huth, 1998; Li, 2011; Starr, 2012).

Em parte, as decisões dos consumidores são influenciadas por suas expectativas e confiança, as quais são afetadas pelas incertezas que envolvem o ambiente econômico. Nesse sentido, a manutenção de um ambiente macroeconômico estável é fundamental de modo a evitar oscilações abruptas no processo de geração de renda, nas expectativas e, assim, no consumo. Entretanto, estudos apontam que a manutenção de um ambiente macroeconômico estável resulta da condução de políticas econômicas pautadas em objetivos claros e críveis (Kydland e Prescott, 1977; Barro e Gordon, 1983a e 1983b; Persson e Tabellini, 1990).

Atualmente, o regime de metas para inflação é adotado por diversos países de modo a aumentar o comprometimento dos *policymakers* com seus objetivos. A estabilidade dos preços é o principal objetivo a ser alcançado nesse regime. Para isso, é necessário não apenas uma política monetária comprometida com esse objetivo, mas também uma política fiscal. Ou seja, as políticas monetária e fiscal devem atuar de maneiras coordenadas (Mishkin, 2007). A ideia é que a utilização da política monetária para controlar a inflação e guiar as expectativas do público, sem que as finanças públicas estejam equilibradas, e, portanto, que a dívida pública esteja controlada, pode causar instabilidades no ambiente macroeconômico e deteriorar as expectativas e a confiança dos agentes.

Devido ao reconhecimento de que a efetividade da condução da política econômica depende, em parte, da capacidade do público de antecipar as ações dos *policymakers*, então, é possível levantar a hipótese de que as credibilidades monetária e fiscal representam importantes aspectos no processo de formação das expectativas e na construção da confiança dos consumidores acerca do ambiente econômico. Nesse sentido, o artigo tem os seguintes objetivos e traz as seguintes contribuições. Em primeiro lugar, na linha dos trabalhos que observam os determinantes da confiança do consumidor, o estudo destaca os efeitos da credibilidade monetária e da credibilidade fiscal sobre a confiança do consumidor no Brasil. Para o caso brasileiro, não existem estudos que observem o efeito da credibilidade fiscal sobre a confiança do consumidor; há somente o estudo de de Mendonça (2009) que estima o efeito da credibilidade monetária sobre a confiança do consumidor. Em segundo lugar, na linha dos trabalhos que analisam a confiança do consumidor como mecanismo de transmissão, o estudo destaca os efeitos da confiança do

consumidor sobre as decisões de consumo. No caso brasileiro, a literatura é escassa, e o presente estudo contribui ao analisar, pela primeira vez, a influência da percepção dos consumidores sobre diferentes bens de consumo. Portanto, o estudo desdobra-se em dois estágios: *i*) verificar o efeito das credibilidades (monetária e fiscal) e do ambiente macroeconômico sobre a confiança dos consumidores; e *ii*) analisar se a confiança do consumidor afeta as decisões dos consumidores considerando diferentes bens de consumo.

O trabalho divide-se da seguinte maneira: *i*) a seção 2 apresenta os argumentos teóricos e as evidências empíricas existentes na literatura para a importância da credibilidade no regime de metas para a inflação, como também para os determinantes do *índice de confiança do consumidor* e como este afeta as decisões de consumo; *ii*) a seção 3 apresenta evidências empíricas por meio de estimações por mínimos quadrados ordinários (MQO), método generalizado dos momentos (GMM) e sistema GMM para a economia brasileira para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2012; e *iii*) a seção 4 apresenta a conclusão do trabalho.

2 ARGUMENTAÇÃO TEÓRICA E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A partir do trabalho de Kydland e Prescott (1977) e do reconhecimento da importância da credibilidade para a condução da política monetária, tecnologias de compromisso – tais como, bancos centrais independentes (Cukierman, 1992), conservadorismo (Rogoff, 1985) e contratos ótimos (Walsh, 1995) – têm sido propostas com intuito de restringir as ações discricionárias dos *policymakers*. Isso porque ações discricionárias que renegam compromissos assumidos resultam em inflação elevada e, por conseguinte, em baixa credibilidade.

O regime de metas para inflação representa uma tecnologia de compromisso que busca servir como um guia para o processo de formação de expectativas dos agentes. Assim, confere importância à credibilidade e impõe comprometimento à autoridade monetária com o seu principal objetivo de longo prazo.

A credibilidade é um elemento central para o sucesso do regime de metas para a inflação. Com base na definição de credibilidade de Cukierman e Meltzer (1986) e no argumento de Agénor e Taylor (1992) de que séries de expectativas de inflação poderiam ser utilizadas para derivar esses índices, alguns economistas empenharam-se em construir índices para medir a credibilidade – por exemplo, Cecchetti e Krause (2002), de Mendonça (2007), de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009).

O trabalho elaborado por de Mendonça (2007) contribui com a literatura sobre a mensuração da credibilidade da política monetária ao sugerir outra abordagem em relação à mensuração da credibilidade. Neste, um índice de credibilidade é construído com base na definição de Cukierman e Meltzer (1986) para credibilidade e na ideia de Agénor e Taylor (1992 e 1993). Dando sequência, o estudo elaborado

por de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) analisa, entre uma série de índices de credibilidade e de reputação, quais deles são mais úteis na previsão de variações na taxa de juros para o caso brasileiro. O trabalho encontra evidências de que uma credibilidade mais elevada exige menores variações nas taxas de juros para o controle da inflação com fundamento na adoção do regime de metas para inflação, como também que a credibilidade mais elevada conduz a taxa de juros a níveis menores.

O trabalho de Montes e Bastos (2011) investiga a influência da credibilidade do regime de metas para inflação sobre o comportamento da taxa nominal de juros de longo prazo (TNJLP) e, por conseguinte, sobre o *spread* da TNJLP. As evidências encontradas sugerem que os ganhos de credibilidade promovam a redução do *spread* e a suavização da curva de juros.

Montes e Bastos (2013) analisam a influência das variáveis macroeconômicas e das políticas monetária e fiscal sobre as expectativas e a confiança dos empresários no Brasil após a adoção do regime de metas para inflação. Os resultados indicam que um aumento na credibilidade da política monetária cria um ambiente mais estável, contribuindo positivamente para aumentar a confiança dos empresários na economia e nos seus negócios e, por conseguinte, sendo capaz de afetar a atividade econômica. Para o mesmo período da economia brasileira, o estudo de Montes (2013) faz uma análise para os efeitos da credibilidade sobre a condução da política monetária e seus canais de transmissão, com ênfase no canal das expectativas empresariais. Os achados apontam que os ganhos de credibilidade auxiliem na obtenção de um ambiente macroeconômico mais estável, o que afeta positivamente as expectativas dos empresários, servindo como um estímulo ao aumento de seus investimentos.

O artigo de Montes e Bastos (2014) desenvolve um modelo teórico e uma análise empírica para demonstrar que, quando a autoridade monetária age comprometida com o objetivo de estabilidade de preços e possui credibilidade, o esforço de política monetária é menor. Os achados para a economia brasileira após a adoção do regime de metas para inflação apontam que quando aumenta a reputação do Banco Central, a credibilidade do regime de metas para inflação também aumenta; e que os ganhos de credibilidade reduzem os esforços do Banco Central na condução da política monetária, pois a capacidade de ancorar as expectativas dos agentes torna-se maior e o viés inflacionário reduz.

Montes e Machado (2014) analisam empiricamente a importância da credibilidade das metas para inflação e das reputações das autoridades fiscal e monetária para a condução da política monetária e a transmissão da política monetária pelo canal do preço dos ativos. A análise para o período de metas para inflação no Brasil encontra evidências de que a estabilidade dos preços, a ancoragem

das expectativas de inflação e a sustentabilidade da dívida pública proporcionaram graus de liberdade à autoridade monetária para conduzir a política monetária, de tal modo que fosse possível programar uma trajetória de redução da taxa básica de juros. Ademais, o trabalho oferece evidências acerca do mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal dos preços dos ativos, observando o efeito da política monetária sobre o investimento agregado.

Os estudos até então elaborados sugerem que o regime de metas para a inflação contribui para construção de um ambiente macroeconômico mais previsível e estável desde que os *policymakers* atuem de maneira comprometida com seus objetivos. Ou seja, a credibilidade é fundamental para a eficácia das políticas econômicas, pois, influencia as expectativas dos agentes de forma a ancorá-las sem maiores esforços e custos, possibilitando, assim, que sejam tomadas decisões em um ambiente menos incerto.

Em ambientes de incerteza, as decisões dos agentes são pautadas por suas expectativas e pela confiança nessas expectativas. Certas decisões de consumo são mais sensíveis ao ambiente econômico, e as incertezas existentes. Por exemplo, enquanto gastos com bens não duráveis costumam ocorrer por necessidades e sem maiores ponderações, os gastos com bens duráveis requerem uma parcela maior da renda, acesso ao crédito e planejamento por parte das famílias. Sendo assim, tais gastos são mais sensíveis ao contexto econômico e, portanto, mais influenciados pelas expectativas e pela confiança dos consumidores.

A confiança dos consumidores baseia-se na percepção destes acerca do estado atual de suas finanças e da economia, assim como nas expectativas formadas sobre o rumo futuro que esta pode tomar. Nesse sentido, os consumidores mostram-se atentos a fatores da conjuntura econômica (tais como o desemprego, a taxa de juros, produto e inflação) e também a fatores relacionados à condução das políticas econômicas (tais como as ações tomadas pelas autoridades monetária e fiscal e, portanto, a credibilidade construída).

No momento de fazerem suas escolhas, os agentes levam em consideração todas as informações disponíveis. Caso os *policymakers* tenham comportamentos inconsistentes, haverá perda de credibilidade, o que deteriorará as expectativas dos agentes e tornará o ambiente mais incerto. A incerteza terá impacto na confiança dos agentes e em suas decisões. Portanto, o argumento é que os consumidores formem suas expectativas levando em conta que as políticas econômicas alteram o ambiente econômico e que essas políticas também respondam a choques nesse ambiente. Posto isto, a interpretação dos consumidores acerca da conjuntura e da condução das políticas econômicas é transmitida para suas decisões por meio da confiança e das expectativas formadas.

Existem estudos que utilizam o índice de confiança do consumidor (*icc*) para analisar a transmissão de choques para a economia por meio da percepção dos consumidores relacionada a mudanças no ambiente econômico. Por sua vez, há, também, os estudos que analisam a influência da confiança dos consumidores sobre as decisões dos agentes.

Um dos pioneiros no uso do *icc* como medida das expectativas dos consumidores foi Katona (1951, 1960, 1968, 1974, 1975). O autor introduziu a distinção entre a “capacidade” de comprar (*ability to buy*) e a “disposição” em comprar (*willingness to buy*), dando início ao que foi classificado como “teoria adaptativa do comportamento do consumidor” (*adaptive theory of consumer behaviour*). Segundo a teoria desenvolvida por Katona, os gastos discricionários⁴ com bens de consumo são uma função da “capacidade” de comprar dos agentes e da “disposição” em comprar. A “capacidade” de comprar refere-se aos fatores objetivos que determinam os gastos, como renda, riqueza e acesso a crédito, enquanto a “disposição” em comprar captura fatores subjetivos, como preferências, atitudes e expectativas dos consumidores. A “capacidade” e a “disposição” de comprar interagem entre si, porém de forma independente uma da outra. O *icc* seria uma medida representativa do sentimento e das expectativas dos consumidores, ao refletir a leitura destes sobre os rumos de suas finanças pessoais e da economia como um todo.

Ao assumir que os agentes respondem a estímulos provenientes do ambiente em que se encontram, passa a ser importante identificar os fatores que contribuem com a formação da confiança do consumidor. Nesse sentido, Fuhrer (1993) argumenta que o *icc* não pode ser visto apenas como um número isolado, pois reflete a cada divulgação a análise de um contexto econômico mutante. Ao utilizar dados trimestrais entre os anos de 1960-1990, o autor estimou, por uma equação de cointegração, que quase 70% da variação do *icc* da Universidade de Michigan é explicada por oscilações no desemprego, na inflação, na renda e na taxa de juros real. Todavia, parte dos movimentos da confiança do consumidor não refletem variáveis da conjuntura econômica.

O trabalho de Vuchelen (2004) tenta elucidar parte desses movimentos na confiança do consumidor que não são explicados por variáveis do contexto econômico. O estudo utilizou dados trimestrais de 1985 até 2000 para investigar a variação da confiança. O autor utilizou duas variáveis para a incerteza e as expectativas dos agentes quanto às condições econômicas. Com isso, concluiu que a variação do *icc* não explicada pela conjuntura reduz-se pela metade com a inclusão dessas variáveis, o que indica a importância de fatores subjetivos na ponderação dos agentes.

4. Costuma-se fazer uma distinção entre gastos não discricionários e discricionários. Os gastos não discricionários incluem obrigações contratuais dos agentes (aluguel, gastos com despesas da casa, plano de saúde e seguro etc) e gastos com necessidades básicas (comida, vestuário e transporte). Esses gastos são difíceis de reduzir ou adiar, uma vez assumidos, variando muito pouco no curto prazo. Por sua vez, os gastos discricionários são mais maleáveis, podendo ser adiados ou cancelados. Esses gastos consistem na compra ou reposição de bens duráveis (eletrodomésticos, automóveis etc) e em demais gastos, como lazer. Segundo Katona, a confiança do consumidor contribui mais na previsão dos gastos discricionários.

Um estudo acerca dos fatores macroeconômicos que determinam a confiança do consumidor no Brasil foi feito por de Mendonça (2009). Utilizando dados compreendendo janeiro de 2000 até outubro de 2008, encontrou evidências de que mudanças no índice de confiança do consumidor podem ser explicadas por variações no produto interno bruto (PIB), na taxa de juros real e na credibilidade da política monetária. O impacto da credibilidade sobre o *icc* indica que a atuação da autoridade monetária influencia a interpretação relacionada ao contexto econômico e a formação de expectativas por parte dos consumidores.

Estes trabalhos chamam atenção para o fato de que a confiança do consumidor corresponde, em parte, à interpretação da conjuntura econômica pelos agentes. Todavia, a variação do índice não é completamente esclarecida por fatores objetivos. Dessa forma, cabe espaço para que parte da explicação recaia sobre outros fatores, ligados à formação de expectativas dos agentes. Os trabalhos a seguir abordam a confiança do consumidor como um mecanismo transmissor de choques para a economia.

O estudo de Eppright, Arguea e Huth (1998) encontrou evidências, compreendendo o período de janeiro de 1978 até agosto de 1992, para a hipótese de que a confiança do consumidor, medida por diferentes índices agregados, possui informações relevantes (não contidas em outros indicadores econômicos) para antecipar movimentos nos gastos com consumo nos Estados Unidos. Os achados reforçam a hipótese de que fatores subjetivos relativos à confiança e às expectativas impactam as decisões de consumo. O autor concluiu também que a confiança e as expectativas do consumidor causam variações nos gastos com automóveis e com o consumo de bens duráveis.

Starr (2012) investiga se o noticiário econômico americano provoca alterações na confiança do consumidor e se choques provocados por notícias possuem reflexos nas decisões de consumo. Utilizando dados mensais para o período de 1978 até 1986, o estudo sugere que choques provocados por notícias descoladas da realidade econômica são importantes para explicar flutuações de curto prazo no *icc* americano. Além disso, após controlar para choques provenientes da mídia, constatou que choques na confiança do consumidor possuem um impacto pequeno e positivo sobre os gastos com consumo.

A transmissão de choques para a economia via *icc* também foi abordada por Li (2011). O estudo mostrou que o índice de expectativas do consumidor chinês, um subíndice que compõe o índice de confiança, contém informações úteis sobre choques puramente expectationais (não relacionado aos fundamentos econômicos) e que são importantes causadores de variações na produção industrial.

As evidências apontam que a confiança do consumidor responde a estímulos provenientes do contexto em que está inserido e funciona como mecanismo transmissor de choques. Ademais, os trabalhos também buscam analisar se a inclusão da confiança do consumidor, como variável explicativa das decisões de consumo, melhoram as previsões de gastos das famílias. Entretanto, parece haver pouco consenso

na literatura quanto ao *icc* conter informações adicionais relevantes para a previsão dos gastos das famílias que não sejam capturadas pelos fundamentos econômicos. Os resultados costumam variar de acordo com as variáveis de controle utilizadas com a variável dependente a ser prevista e com o período de tempo. Trabalhos em que a janela temporal engloba crises econômicas costumam apresentar resultados mais relevantes da confiança prevendo gastos de consumo, o que aponta o impacto da deterioração da confiança sobre as decisões de consumo.

Fuhrer (1993) e Carroll, Fuhrer e Wilcox (1993), por exemplo, concluíram que a confiança do consumidor, por si só, possui um poder preditivo significativo e relevante sobre o consumo das famílias americanas trimestres à frente. Todavia, o poder preditivo do *icc* reduz-se conforme outras variáveis explicativas relacionadas à conjuntura econômica (tais como renda real disponível passada e variação do consumo passado) são inseridas na estimação, permanecendo estatisticamente significante, mas não mais economicamente.

O estudo de Bram e Ludvigson (1998) utilizou dados trimestrais de 1968 até 1996 e encontrou evidências de que a confiança do consumidor pode ajudar a prever variações nos gastos futuros com consumo. Porém, o resultado depende do índice utilizado: o índice de confiança da Universidade de Michigan ou o índice de confiança do consumidor do Conference Board. Os achados sugerem que o índice de confiança do Conference Board apresente melhores resultados no momento de prever os gastos com diferentes categorias de bens de consumo do que o índice de confiança da Universidade de Michigan, mesmo controlando para variáveis da conjuntura. Os acréscimos de previsão são mais relevantes para as categorias de gastos com veículos e com bens duráveis. Essa superioridade se deve à diferença na metodologia de construção dos índices.

Posteriormente, as evidências encontradas por Ludvigson (2004) apontam para o fato de o *icc* conter informações relevantes para prever os gastos com consumo das famílias americanas quando considerado como única variável preditiva. Porém, quando incluído em uma equação com variáveis que representam a conjuntura econômica, o acréscimo na previsão dos gastos totais é apenas marginal. Os dados utilizados foram trimestrais entre os anos de 1968 e 2002, e a metodologia consistiu na mesma utilizada nos trabalhos anteriores: a comparação do grau de ajuste e da significância conjunta dos parâmetros de uma equação básica (representando os fundamentos econômicos) contra uma que inclui uma medida da confiança do consumidor.

Outro trabalho que identificou a confiança e as expectativas dos consumidores como relevantes para a previsão dos gastos de consumo nos EUA foi o de Qiao, McAleer e Wong (2009). A base de dados utilizada foi mensal entre os anos de 1985 e 2005. Os resultados indicaram a existência de uma relação causal não linear do índice de confiança do consumidor para as decisões de consumo. O estudo de Easaw e Heravi (2004), para o caso britânico, utilizou dados trimestrais de 1974

a 2000. O estudo encontrou evidências de que o sentimento do consumidor é útil para prever variações no consumo das famílias (principalmente de bens duráveis).

O estudo elaborado por Al-Eyd, Barrel e Davis (2009) envolve dados trimestrais de 1973 a 2005, para Alemanha, Itália, França, Reino Unido e EUA. As evidências apontam que o *icc* possui pouca informação relevante para a previsão dos gastos com diferentes bens de consumo quando controlado para fundamentos. Outra conclusão foi que a relação entre a confiança e o consumo reduziu nos EUA e no Reino Unido após o processo de liberalização financeira ocorrido no último quarto do século XX.

3 ANÁLISE EMPÍRICA

O regime de metas para a inflação foi adotado formalmente no Brasil em junho de 1999, após uma série de ataques especulativos contra o Real que desvalorizou fortemente a moeda brasileira. O objetivo da adoção do regime foi consolidar a estabilidade de preços alcançada com o Plano Real em 1994, de forma a propiciar uma nova âncora nominal para guiar as expectativas dos agentes. O Brasil faz parte de um importante grupo de países em desenvolvimento, os BRIC (Brasil, Rússia, Índia e China), e seu destaque o qualifica como um interessante estudo de caso para avaliar se o regime de metas para a inflação tem sido eficiente em guiar as expectativas e proporcionar um ambiente mais estável para a tomada de decisão por parte dos agentes privados.

A seguir, o trabalho analisa se a credibilidade das autoridades monetária e fiscal impactam a interpretação do contexto econômico e a formação de expectativas por parte dos consumidores, e se as expectativas e confiança dos consumidores exercem influência sobre as decisões de consumo.

3.1 Dados

O período analisado compreende o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2012⁵. As séries (mensais) utilizadas neste estudo são:

- **índice de confiança do consumidor** (*icc*)⁶ – este índice capta as expectativas e confiança dos consumidores relativas às condições de suas finanças, às condições econômicas do país e de suas perspectivas futuras. O índice (dessazonalizado pelo método *census X12*) varia de 0 a 200;
- **índice de bens de consumo** (*ibc*)⁷ – utilizado como variável *proxy* para a demanda por bens de consumo;

5. A justificativa para utilização deste período baseia-se na disponibilidade das séries no site do Banco Central do Brasil (BCB).

6. Série do índice de confiança do consumidor, calculada pela Federação do Comércio do Estado de São Paulo (Fecomércio), disponível no portal do Ipeadata.

7. Série de consumo aparente – bens de consumo – índice encadeado – dessazonalizado (média 2002 = 100), disponível no portal do Ipeadata.

- **índice de bens de consumo duráveis** (*ibcd*)⁸ – utilizado como variável *proxy* para a demanda de bens de consumo duráveis;
- **índice de bens de consumo semi e não duráveis** (*ibcsd*)⁹ – utilizado como variável *proxy* para a demanda de bens de consumo semi e não duráveis;
- **taxa de desemprego aberto** (*desemprego*)¹⁰ – relação entre o número de pessoas desocupadas (procurando trabalho) e o número de pessoas economicamente ativas num determinado período de referência (semana);
- **taxa de juros real *ex ante*** (*juro_real*) – série calculada pela diferença entre a taxa básica de juros (Over/Selic)¹¹ e a expectativa formada para a inflação (IPCA)¹². Pelo fato do *icc* refletir as expectativas e a confiança dos consumidores em relação à economia, a taxa de juros real *ex ante* é indicada;
- **renda esperada** (Y_e) – série referente à expectativa de renda pessoal (índice – média 2001 = 100 – Confederação Nacional da Indústria);
- **crédito às famílias** (*crédito*)¹³ – refere-se ao saldo das operações de empréstimo, financiamento, adiantamento e arrendamento mercantil concedidos pelas instituições do Sistema Financeiro Nacional às pessoas físicas como proporção do PIB;
- **índice de credibilidade da autoridade monetária** (*icm*) – para elaborar a série do índice de credibilidade, foi seguida a metodologia de cálculo proposta em de Mendonça (2007).¹⁴ Para o cálculo do índice foi utilizada a série de expectativas de inflação acumulada para os próximos doze meses, divulgada pelo Banco Central do Brasil. O índice assume valor igual a 1 quando a inflação anual esperada ($E(\pi)$) for igual a meta de

8. Série de consumo aparente – bens de consumo duráveis – índice encadeado – dessaz (média 2002 = 100), disponível no portal do Ipeadata.

9. Série de consumo aparente – bens de consumo semi e não duráveis – índice encadeado – dessaz (média 2002 = 100), disponível no portal do Ipeadata.

10. Série 10777 – taxa de desemprego – região metropolitana – Brasil (na semana), disponível no portal do BCB.

11. Representa o principal instrumento de política monetária no regime de metas para inflação no Brasil. Alterações nesse instrumento afetam as expectativas dos agentes e da economia. Série 4189 – taxa de juros – Selic acumulada no mês, anualizada, disponível no portal do BCB.

12. Série de expectativas de inflação (IPCA) em doze meses, disponível no portal do BCB.

13. Série 17471 – saldo das operações de crédito a pessoas físicas em relação ao PIB, disponível no portal do BCB.

14. Apesar de diferentes índices de credibilidade já terem sido propostos – como resumido nos trabalhos elaborados por de Mendonça e de Guimarães e Souza (2009) e Nahon e Meurer (2009) – e, portanto, atualmente existem outros de índices de credibilidade capazes de serem usados em análises empíricas, o presente trabalho não pretende analisar a influência e o poder de cada índice sobre o principal instrumento de política monetária no Brasil, embora essa pesquisa seja importante. Assim, a opção de usar o índice proposto por de Mendonça (2007) justifica-se nos seguintes argumentos: *i*) o índice é reconhecido pela literatura internacional, sendo este índice utilizado em vários estudos aplicados; *ii*) simplicidade de compreensão e de preparação; *iii*) o índice capta as mudanças e as flutuações na credibilidade de uma forma compatível com o regime de metas para inflação adotado no Brasil, ou seja, o índice utiliza bandas pré-determinadas de tolerância, e não bandas de tolerância ad-hoc, como proposto por outros índices; e *iv*) o índice é suficientemente rigoroso e pune adequadamente os desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação.

inflação e decresce à medida que as expectativas para a inflação desviam-se da meta anunciada. O índice assume valores entre zero e um quando a expectativa de inflação situa-se dentro dos limites mínimo e máximo (π_t^*) estabelecidos para cada ano e, caso exceda um desses limites, assume valor igual a zero. O índice é calculado da seguinte maneira:

$$icm = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t^c \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^c} [E(\pi) - \pi_t^c] & \text{se } \pi_{tMin}^* < E(\pi) < \text{se } \pi_{tMax}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \text{se } \pi_{tMax}^* \text{ ou } E(\pi) \leq \text{se } \pi_{tMin}^* \end{array} \right\};$$

- **índice de credibilidade da autoridade fiscal (*icf*)** – o estudo utiliza o índice desenvolvido por de Mendonça e Machado (2013). Uma vez que a credibilidade é essencialmente uma variável *forward-looking*, o índice de credibilidade fiscal leva em conta a informação disponibilizada por meio do relatório Focus do Banco Central do Brasil sobre as expectativas do mercado para a relação dívida/PIB. O índice considera como limites inferior e superior uma relação dívida/PIB¹⁵ de 40% e 60% respectivamente. Tais limites foram estabelecidos no Tratado de Maastricht e, de acordo com o IMF (2002), fornecem pontos de referência úteis, tendo em visto que uma razão dívida/PIB, maior que esta referência, aumenta a probabilidade de uma crise da dívida. Assim, a credibilidade fiscal é calculada da seguinte maneira:

$$icf = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E_t(dlsp_{t+12}) \leq dlsp^{min} \\ 1 - \frac{1}{dlsp^{max} - dlsp^{min}} [E_t(dlsp_{t+12}) - dlsp^{min}] & \text{se } dlsp^{min} < E_t(dlsp_{t+12}) < dlsp^{max} \\ 0 & \text{se } E_t(dlsp_{t+12}) \geq dlsp^{max} \end{array} \right\}.$$

Logo, quando as expectativas de mercado acerca da relação dívida/PIB para os doze meses seguintes são inferiores a 40%, o risco de desequilíbrio fiscal é nulo e, portanto, o índice de credibilidade é igual a um. Caso as expectativas superem o valor de 60%, existe uma elevada probabilidade de desequilíbrio fiscal e, portanto, o índice de credibilidade é igual a zero. Caso as expectativas se situem entre 40% e 60%, o índice de credibilidade varia entre zero e um. Dessa maneira, espera-se a existência de uma relação positiva entre a credibilidade fiscal e a confiança do consumidor;

- ***dummy subprime* (*subprime*)** – variável *dummy* que representa os meses de maior incerteza devido à crise financeira internacional iniciada nos Estados Unidos em 2007. A variável assume o valor um, para o período de

15. A relação dívida/PIB refere-se à relação entre a dívida líquida do setor público e o PIB.

setembro de 2008 até janeiro de 2009, e o valor zero, para os demais. O estouro da crise e sua disseminação pelo mundo tiveram impacto negativo sobre o sistema financeiro e o lado real da economia de diversos países;

- **hiato do produto** (*gap*) – esta variável expressa a influência dos ciclos na economia, sendo a diferença entre o produto efetivo e sua tendência de longo prazo. O produto efetivo é o *log* do produto interno bruto dessazonalizado (método *census* X12) e deflacionado pelo IPCA¹⁶. A tendência de longo prazo do produto foi calculada utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott;
- **índice do mercado acionário** (*ibov*) – a série do índice de preços do mercado acionário, Ibovespa, foi obtida junto ao Banco Central do Brasil (série 7845 do BCB).

A tabela 1 abaixo apresenta as correlações entre as variáveis testadas nas estimações. Em particular, são observadas correlações positivas entre a credibilidade monetária e o *icc*, a credibilidade fiscal e o *icc*, e, também, entre o *icc* e os diferentes índices de bens de consumo.

TABELA 1
Correlações

| | ICC | | IBC | IBCD | IBCS |
|------------|-------|------------|-------|-------|-------|
| Desemprego | -0,86 | ICC | 0,86 | 0,86 | 0,82 |
| Juro_real | -0,79 | Desemprego | -0,94 | -0,93 | -0,93 |
| ICF | 0,80 | Juro_real | -0,89 | -0,89 | -0,86 |
| ICM | 0,41 | GAP | 0,16 | 0,18 | 0,13 |
| Y_e | 0,82 | Y_e | 0,82 | 0,84 | 0,77 |
| Ibovespa | 0,86 | Crédito | 0,97 | 0,97 | 0,94 |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores.

3.2 METODOLOGIA E ESTIMAÇÕES

De modo a evitar resultados espúrios e sem significado estatístico, a estacionariedade das séries foi testada.¹⁷ Foram realizados os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Ademais, os testes modificados de Dickey-Fuller (MADF^{GLS}) e de Phillips-Perron (MPP^{GLS}), propostos por Elliot, Rotemberg e Stock (1996), e Ng e Perron (2001) são também aplicados. Os resultados encontram-se na tabela 2 a seguir.¹⁸ Pelo fato dos testes apontarem que as séries do *crédito*, *ibov* e *icf* não são estacionárias, nas estimativas foram utilizadas as séries em primeira diferença (ou seja, $d(\text{crédito})$, $d(\text{ibov})$ e $d(\text{icf})$).

16. Série do Produto Interno Bruto (PIB), deflacionada pelo IPCA, disponível no portal do Ipeadata.

17. Todas as estimações foram feitas pelo software Eviews 7.0.

18. Nos casos divergentes encontrados (como os do *crédito* e da *credibilidade fiscal*), recorremos à observação da natureza das séries por meio da metodologia de Box-Jenkins, analisando as funções de autocorrelação.

TABELA 2
Testes de raiz unitária

| Variáveis | ADF | | | PP | | | KPSS | | | MADFGLS | | | MZaGLS | | | | | | | | |
|---------------------|------|-------------|---------------|-----------|-------------|---------------|-----------|-------------|-----------|---------|-------------|---------------|--------|-------------|---------------|-----|----|--------|--------|-----|--|
| | Lags | Estatística | 10% I/T, I, N | Bandwidth | Estatística | 10% I/T, I, N | Bandwidth | Estatística | 1% I/T, I | Lags | Estatística | 10% I/T, I, N | Lags | Estatística | 10% I/T, I, N | | | | | | |
| ICC | 0 | -3,38 | -3,15 | I/T | 2 | -3,45 | -3,15 | I/T | 8 | 0,11 | 0,22 | I/T | 12 | -1,12 | -2,72 | I/T | 0 | -3,04 | -14,20 | I/T | |
| d(ICC) | | | | | | | | | | | | | 0 | -11,30 | -2,71 | I/T | 0 | -65,00 | -14,20 | I/T | |
| IBC | 1 | -3,81 | -3,15 | I/T | 4 | -4,23 | -3,15 | I/T | 8 | 0,12 | 0,22 | I/T | 2 | -1,76 | -2,71 | I/T | 1 | -7,01 | -14,20 | I/T | |
| d(IBC) | | | | | | | | | | | | | 16 | -2,46 | -2,73 | I/T | 12 | -1,12 | -14,20 | I/T | |
| IBCD | 0 | -3,37 | -3,15 | I/T | 2 | -3,25 | -3,15 | I/T | 8 | 0,12 | 0,22 | I/T | 1 | -2,45 | -2,71 | I/T | 1 | -11,86 | -14,20 | I/T | |
| d(IBCD) | | | | | | | | | | | | | 0 | -13,21 | -2,71 | I/T | 0 | -63,52 | -14,20 | I/T | |
| IBCSd | 1 | -4,22 | -3,15 | I/T | 6 | -5,22 | -3,15 | I/T | 8 | 0,15 | 0,22 | I/T | 14 | -0,93 | -2,72 | I/T | 11 | 2,31 | -5,70 | I/T | |
| d(IBCSd) | | | | | | | | | | | | | 12 | -1,78 | -2,72 | I/T | 10 | 0,44 | -5,70 | I/T | |
| Desemprego | 12 | -4,76 | -3,15 | I/T | 7 | -4,55 | -3,15 | I/T | 7 | 0,06 | 0,22 | I/T | 16 | -2,01 | -2,73 | I/T | 16 | -11,30 | -14,20 | I/T | |
| d(desemprego) | | | | | | | | | | | | | 16 | -0,80 | -2,73 | I/T | 16 | -0,37 | -14,20 | I/T | |
| Juro_real | 1 | -4,12 | -3,15 | I/T | 6 | -3,08 | -3,15 | I/T | 8 | 0,06 | 0,22 | I/T | 1 | -4,10 | -2,71 | I/T | 2 | -35,40 | -14,20 | I/T | |
| d(Juro_real) | | | | | 1 | -5,62 | -1,62 | N | | | | | | | | | | | | | |
| Crédito | 2 | 2,78 | -1,62 | N | 8 | 0,06 | -2,58 | I | 9 | 0,17 | 0,22 | I/T | 2 | -1,23 | -2,71 | I/T | 2 | -3,22 | -14,20 | I/T | |
| d(credito) | | | | | 0 | -6,30 | -2,58 | I | 4 | -6,34 | -2,58 | I | 11 | -1,51 | -2,72 | I/T | 11 | -2,59 | -14,20 | I/T | |
| Gap | 0 | -5,07 | -1,62 | N | 5 | -5,17 | -1,62 | N | 8 | 0,04 | 0,74 | I | 2 | -3,05 | -2,71 | I/T | 2 | -16,70 | -14,20 | I/T | |
| d(Gap) | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| Credib_Monetária | 0 | -2,85 | -2,58 | I | 2 | -2,94 | -2,58 | I | 9 | 0,23 | 0,22 | I/T | 8 | -1,67 | -1,61 | I | 8 | -5,91 | -5,70 | I | |
| d(Credib_Monetária) | | | | | | | | | | | | | 9 | 0,09 | 0,74 | I | | | | | |
| Credib_fiscal | 3 | 0,89 | -1,62 | N | 9 | 1,22 | -1,62 | N | 9 | 0,19 | 0,22 | I/T | 3 | -1,86 | -2,71 | I/T | 3 | -4,64 | -14,20 | I/T | |
| d(Credib_fiscal) | | | | | 2 | -2,97 | -1,62 | N | 5 | -2,83 | -1,62 | N | 0 | -1,53 | -2,71 | I/T | 0 | -4,55 | -14,20 | I/T | |
| y_e | 0 | -3,96 | -3,15 | I/T | 9 | -3,79 | -3,15 | I/T | 7 | 0,12 | 0,22 | I/T | 11 | -1,53 | -2,72 | I/T | 11 | -3,82 | -14,20 | I/T | |
| lbovespa | 1 | 1,45 | -1,62 | N | 5 | 1,48 | -1,62 | N | 9 | 0,29 | 0,22 | I/T | 1 | -1,47 | -2,71 | I/T | 1 | -5,17 | -14,20 | I/T | |
| d(lbovespa) | | | | | 0 | -9,70 | -1,62 | N | 5 | -9,92 | -1,62 | N | 4 | -4,72 | -2,71 | I/T | 2 | -30,72 | -14,20 | I/T | |

Fonte: Tabela elaborada pelos autores.

Nota: ADF – a escolha final de defasagem (lag) foi feita com base no critério de Schwarz. PP e KPSS – a defasagem é o lag truncation escolhido para o Bartlett kernel. O número ótimo de defasagens nos testes MAD^{GLS} e MPP^{GLS} segue o critério de Akaike modificado (MAIC). "I" denota constante; "I/T" denota constante e tendência; e, "N" denota nada.

Para estimar as equações, foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários (MQO)¹⁹ e o método generalizado dos momentos (*generalized method of moments* – GMM). Uma das razões para utilizar o GMM é o fato de que este método fornece estimadores consistentes para a regressão quando verificadas endogeneidades e não linearidade (Hansen, 1982). Como apontado por Wooldridge (2001, p. 95), “*to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions*”. A matriz de ponderação na equação foi escolhida para permitir que as estimativas por GMM sejam robustas, considerando a possível presença de heterocedasticidade e autocorrelação de forma desconhecida.²⁰

De modo a buscar evidências acerca da influência que exercem as credibilidades das autoridades fiscal e monetária sobre a percepção dos consumidores, as seguintes equações foram estimadas utilizando o *icc* como variável dependente:

$$icc_t = \beta_1 + \beta_2 desemprego_{t-6} + \beta_3 juro_real_{t-3} + \beta_4 d(ibov)_{t-5} + \beta_5 Y_e_t + \beta_6 subprime, \quad (1a)$$

$$icc_t = \beta_7 + \beta_8 desemprego_{t-6} + \beta_9 juro_real_{t-3} + \beta_{10} d(ibov)_{t-5} + \beta_{11} Y_e_t + \beta_{12} d(icf)_{t-2} + \beta_{13} icm_{t-4} + \beta_{14} subprime. \quad (1b)$$

No tocante às especificações, a escolha das defasagens foi determinada por meio da metodologia “geral para o específico”, utilizando os critérios de informação tradicionalmente aplicados, além do princípio da parcimônia e com base na teoria econômica. Ademais, foi considerado não somente a significância estatística dos parâmetros, mas também os testes de diagnósticos, com intuito de assegurar que o modelo escolhido apresenta poder explicativo (Hendry, 2001). Ademais, reconhecendo a racionalidade dos agentes e, portanto, o comportamento *forward-looking* desses agentes no processo de formação de expectativas, ou seja, que suas expectativas e percepções acerca do contexto atual e futuro de variáveis econômicas relevantes sejam capazes de afetar sua confiança, a seguinte especificação foi estimada por GMM utilizando as variáveis no instante *t*:

$$icc_t = \beta_{15} + \beta_{16} desemprego_t + \beta_{17} juro_real_t + \beta_{18} d(ibov)_t + \beta_{19} Y_e_t + \beta_{20} d(icf)_t + \beta_{21} icm_t + \beta_{22} subprime. \quad (1c)$$

A tabela 3 apresenta as estimativas. Nas estimativas por MQO, a estatística *F* indica que as regressões são significativas e os resultados dos testes *reset* de Ramsey

19. As estatísticas *t* reportadas na estimação por OLS são baseadas no estimador de Newey e West (1987), o qual é consistente na presença de heterocedasticidade e autocorrelação de forma desconhecida.

20. Ainda em relação à técnica empregada na estimação GMM, Cragg (1983) indicou que a análise de sobreidentificação possui um importante papel na seleção das variáveis instrumentais para melhorar a eficiência dos estimadores. Sendo assim, o teste *J* padrão foi realizado com o objetivo de testar esta propriedade para a validade das restrições de sobreidentificação (Hansen, 1982).

indicam que as especificações não apresentam problemas. Em relação às estimações por GMM²¹, os resultados do teste-J indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que o modelo está corretamente especificado.

TABELA 3
Estimações por MQO e GMM para o *icc*

| Váriavel dependente: <i>icc</i> | | | | | Váriavel dependente: <i>icc</i> | |
|---------------------------------|-------------|-------------|------------|------------|---------------------------------|------------|
| Variáveis | MQO | MQO | GMM | GMM | Variáveis | GMM |
| | Equação 1a | Equação 1b | Equação 1a | Equação 1b | | Equação 1c |
| | 53.748 | 61.593 | 70.650 ** | 29.805 | Constante | 79.472 |
| Constante | (50.910) | (45.366) | (33.854) | (53.990) | | (55.166) |
| | [1.055] | [1.357] | [2.086] | [0.552] | | [1.440] |
| | -3.199 ** | -2.936 ** | -4.488 *** | -3.934 *** | Desemprego _t | -5.318 *** |
| Desemprego _{t-6} | (1.245) | (1.161) | (0.644) | (0.827) | | (0.971) |
| | [-2.569] | [-2.529] | [-6.963] | [-4.756] | | [-5.472] |
| | -1.700 ** | -1.778 *** | -1.161 *** | -1.191 *** | Juro_real _t | -0.675 |
| Juro_real _{t-3} | (0.687) | (0.598) | (0.262) | (0.332) | | (0.728) |
| | [-2.471] | [-2.971] | [-4.420] | [-3.584] | | [-0.926] |
| | 29.210 ** | 20.973 ** | 74.863 *** | 35.771 ** | d(ibov) _t | 39.031 * |
| d(ibov) _{t-5} | (12.424) | (9.312) | (16.069) | (16.563) | | (22.150) |
| | [2.351] | [2.252] | [4.658] | [2.159] | | [1.762] |
| | 1.162 *** | 1.013 *** | 1.071 *** | 1.356 *** | Y_e _t | 0.919 ** |
| Y_e _t | (0.441) | (0.375) | (0.275) | (0.432) | | (0.457) |
| | [2.632] | [2.703] | [3.887] | [3.139] | | [2.007] |
| | | 189.542 * | | 201.399 * | d(icf) _t | 280.766 * |
| d(icf) _{t-2} | | (113.062) | | (116.824) | | (145.577) |
| | | [1.676] | | [1.724] | | [1.928] |
| | | 9.740 ** | | 7.579 *** | icm _t | 11.618 *** |
| icm _{t-4} | | (4.321) | | (2.851) | | (3.973) |
| | | [2.253] | | [2.658] | | [2.923] |
| | -12.039 *** | -12.278 *** | -20.169 ** | -32.359 ** | Subprime | -17.188 ** |
| Subprime | (2.100) | (2.614) | (9.508) | (14.188) | | (7.718) |
| | [-5.731] | [-4.697] | [-2.121] | [-2.281] | | [-2.227] |

(Continua)

21. Os instrumentos utilizados nas estimações por GMM são:

equação 1a: *icc*(-1), desemprego (-7 até -10), *juro_real* (-4 até -8), *d(ibov)* (-6 até -8), *Y_e* (-1) *d(icf)* (-3 até -4), *icm*(-5 até -8), *selic* (-1 até -4);

equação 1b: *icc*(-1), desemprego (-7 até -10), *juro_real*(-4 até -8), *d(ibov)* (-6 até -8), *Y_e*(-1) *d(icf)* (-3 até -4), *icm*(-5 até -8), *selic*(-1 até -4);

equação 1c: *icc*(-1 até -2), desemprego (-1 até -2), *juro_real* (-1 até -5), *d(ibov)* (-1 até -4), *Y_e*(-1 até -3) *icf*(-1), *icm*(-1 até -5), *selic*, *renda_real*(-1).

(Continuação)

| Váriavel dependente: <i>icc</i> | | | | | Váriavel dependente: <i>icc</i> | |
|---------------------------------|------------|------------|------------|------------|---------------------------------|------------|
| Variáveis | MQO | MQO | GMM | GMM | Variáveis | GMM |
| | Equação 1a | Equação 1b | Equação 1a | Equação 1b | | Equação 1c |
| R ² | 0,79 | 0,82 | 0,72 | 0,74 | R ² | 0,77 |
| R ² ajustado | 0,78 | 0,81 | 0,71 | 0,72 | R ² ajustado | 0,75 |
| Estatística J | | | 14,28 | 15,20 | Estatística J | 17,36 |
| P-valor (est. J) | | | 0,76 | 0,58 | P-valor (est. J) | 0,43 |
| Instrument rank | | | 25 | 25 | Instrument rank | 25 |
| Estatística F | 90,03 | 79,42 | | | | |
| P-valor (est. F) | 0,00 | 0,00 | | | | |
| Ramsey | 0,09 | 0,58 | | | | |
| P-valor Ramsey | 0,76 | 0,45 | | | | |
| Serial Correl (1) | 189,75 | 170,93 | | | | |
| P-valor | 0,00 | 0,00 | | | | |
| Serial Correl (2) | 94,98 | 84,81 | | | | |
| P-valor | 0,00 | 0,00 | | | | |
| ARCH (1) | 87,04 | 49,12 | | | | |
| P-valor | 0,00 | 0,00 | | | | |
| ARCH (2) | 45,02 | 24,61 | | | | |
| P-valor | 0,00 | 0,00 | | | | |
| Jarque-Bera | 2,33 | 0,17 | | | | |
| P-valor | 0,31 | 0,91 | | | | |

Fonte: Estimções elaboradas pelos autores. Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1; erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

As evidências sugerem que a taxa de desemprego afeta negativamente – e com significância estatística – a confiança do consumidor em todas as especificações. Como apontado pela literatura, o desemprego é uma variável importante na avaliação dos agentes e, portanto, reflete-se na percepção e na confiança dos consumidores em relação ao cenário econômico.

Os coeficientes estimados para o efeito da taxa de juros real *ex ante* sobre o índice de confiança do consumidor são negativos em todas as especificações. Entretanto, significância estatística foi encontrada somente nos modelos que consideram o efeito defasado sobre a confiança dos agentes, sugerindo que, de fato, leva algum tempo (no caso das estimções, três meses) até que a taxa de juros afete a confiança dos consumidores. Esse resultado é condizente com o preconizado pela literatura e corrobora a teoria econômica.

Os coeficientes estimados para a variável *d(ibov)* apresentaram sinais positivos e significância para todas as estimções. Isto é, a influência do desempenho do mercado

de ações sobre a confiança do consumidor é direta. Quanto maior (menor) o índice Bovespa, maior (menor) a confiança dos consumidores em relação à economia.

Em relação aos coeficientes estimados para a renda esperada (Y_e), os resultados apontam, com significância estatística em todas as estimações, que, quando os agentes esperam rendas maiores no futuro (sendo essas expectativas formadas no instante corrente), a confiança e o otimismo dos consumidores em relação à economia aumenta.

No tocante às estimativas para o índice de credibilidade da autoridade fiscal, os resultados sugerem que o gerenciamento responsável da dívida pública afeta positivamente e com significância estatística a confiança do consumidor. Ou seja, quando são verificadas variações positivas no índice de credibilidade fiscal, isso sinaliza maior preocupação do governo com a sustentabilidade da dívida pública e, portanto com os fundamentos macroeconômicos. Quando um ambiente macroeconômico mais estável é criado, os agentes formam expectativas mais otimistas em relação ao estado da economia, o que, por conseguinte, traz um impacto positivo sobre a confiança dos consumidores.

Quanto à credibilidade da autoridade monetária, os resultados indicam uma relação positiva e significativa entre o *icm* e o *icc*. Logo, quando o Banco Central do Brasil atua no sentido de manter a inflação controlada, e consegue êxito nesta tarefa, as expectativas formadas para a inflação são afetadas e a credibilidade aumenta, ampliando, nesse sentido, a confiança dos consumidores.

Em relação à influência da crise financeira sobre a confiança do consumidor, os resultados revelam que em um contexto de crise, ocorre a deterioração das expectativas e da confiança do consumidor. Os resultados encontrados para a variável *subprime* apontam que a crise afetou negativamente e com significância estatística a confiança dos consumidores brasileiros.

A seguir é analisada a influência da confiança do consumidor (*icc*) sobre as decisões de consumo. Assim, três equações foram estimadas, cada uma possuindo um índice de bens de consumo (*ibc*, *ibcd* e *ibcsd*) como variável dependente. As variáveis independentes são as mesmas nas três equações, todavia as defasagens com que cada uma afeta as decisões de consumo variam, uma vez que cada tipo de bem possui uma característica de demanda. As equações a serem estimadas são:

$$ibc_t = \alpha_1 + \alpha_2 desemprego_{t-7} + \alpha_3 juro_real_{t-1} + \alpha_4 gap_{t-1} + \alpha_5 Y_e_t + \alpha_6 d(credito)_{t-5} + \alpha_7 icc_t + \alpha_8 subprime, \quad (2)$$

$$ibcd_t = \gamma_1 + \gamma_2 desemprego_{t-8} + \gamma_3 juro_real_t + \gamma_4 gap_{t-1} + \gamma_5 Y_e_t + \gamma_6 d(credito)_{t-5} + \gamma_7 icc_t + \gamma_8 subprime, \quad (3)$$

$$ibcsd_t = \theta_1 + \theta_2 desemprego_{t-8} + \theta_3 juro_real_t + \theta_4 gap_{t-4} + \theta_5 Y_e_t + \theta_6 d(credito)_{t-7} + \theta_7 icc_t + \theta_8 subprime. \quad (4)$$

Novamente, a escolha das defasagens foi determinada por meio da metodologia “geral para o específico”, a qual leva em consideração não somente a significância estatística dos parâmetros, mas também os testes de diagnósticos, com intuito de assegurar que o modelo escolhido apresenta poder explicativo (Hendry, 2001). Mais uma vez, reconhecendo a racionalidade dos agentes e, portanto, o comportamento *forward-looking* desses agentes, as seguintes especificações foram estimadas por GMM utilizando as variáveis explicativas no instante t :

$$ibc_t = \alpha_9 + \alpha_{10}desemprego_t + \alpha_{11}juro_real_t + \alpha_{12}gap_t + \alpha_{13}Y_e_t + \alpha_{14}d(credito)_t + \alpha_{15}icc_t + \alpha_{16}subprime, \quad (5)$$

$$ibcd_t = \gamma_9 + \gamma_{10}desemprego_t + \gamma_{11}juro_real_t + \gamma_{12}gap_t + \gamma_{13}Y_e_t + \gamma_{14}d(credito)_t + \gamma_{15}icc_t + \gamma_{16}subprime, \quad (6)$$

$$ibcsd_t = \theta_9 + \theta_{10}desemprego_t + \theta_{11}juro_real_t + \theta_{12}gap_t + \theta_{13}Y_e_t + \theta_{14}d(credito)_t + \theta_{15}icc_t + \theta_{16}subprime. \quad (7)$$

A tabela 4 apresenta os resultados das estimações por MQO e GMM²² para as equações 2, 3 e 4. Por sua vez, a tabela 5 apresenta os resultados das estimações por GMM²³ para as equações 5, 6 e 7.

TABELA 4
Estimações por MQO e GMM (equações 2, 3 e 4)

| Variável dependente: IBC (equação 2) | | | Variável dependente: IBCD (equação 3) | | | Variável dependente: IBCSD (equação 4) | | |
|--------------------------------------|-------------|------------|---------------------------------------|-------------|-------------|--|-------------|------------|
| Variáveis | MQO | GMM | Variáveis | MQO | GMM | Variáveis | MQO | GMM |
| | 100.079 *** | 84.071 *** | | 7.121 | 16.058 | | 100.563 *** | 91.855 *** |
| Constante | (17.232) | (16.275) | Constante | (65.963) | (68.007) | Constante | (12.341) | (11.773) |
| | [5.807] | [5.165] | | [0.107] | [0.236] | | [8.148] | [7.801] |
| | -3.593 *** | -3.749 *** | | -10.441 *** | -11.593 *** | | -2.071 *** | -2.249 *** |
| Desemprego _{t-7} | (0.378) | (0.331) | Desemprego _{t-8} | (1.251) | (0.747) | Desemprego _{t-8} | (0.263) | (0.214) |
| | [-9.482] | [-11.298] | | [-8.341] | [-15.518] | | [-7.871] | [-10.474] |

(Continua)

22. Os instrumentos utilizados nas estimações por GMM são:

equação 2: $ibc(-1 \text{ até } -2)$, $desemprego(-8 \text{ até } -12)$, $juro_real(-2 \text{ até } -4)$, $gap(-2 \text{ até } -8)$, $Y_e(-1)$, $d(credito)(-6)$, $icc(-1)$; equação 3: $ibcd(-1 \text{ até } -2)$, $desemprego(-9 \text{ até } -10)$, $juro_real(-1 \text{ até } -8)$, $gap(-2 \text{ até } -6)$, $Y_e(-1)$, $d(credito)(-6 \text{ até } -7)$, $icc(-1 \text{ até } -6)$;

equação 4: $ibcsd(-1 \text{ até } -3)$, $desemprego(-9 \text{ até } -10)$, $juro_real(-1 \text{ até } -6)$, $gap(-5 \text{ até } -8)$, $Y_e(-1)$, $d(credito)(-8 \text{ até } -11)$, $icc(-1)$, $selic(-1 \text{ até } -3)$.

23. Os instrumentos utilizados nas estimações por GMM são:

equação 5: $ibc(-1)$, $desemprego(-1 \text{ até } -3)$, $juro_real(-1 \text{ até } -4)$, $gap(-1 \text{ até } -3)$, $Y_e(-1)$, $d(credito)(-1 \text{ até } -5)$, $icc(-1 \text{ até } -10)$, icm , icf ;

equação 6: $ibcd(-1)$, $desemprego(-1 \text{ até } -3)$, $juro_real(-1 \text{ até } -6)$, $gap(-1 \text{ até } -4)$, $Y_e(-1)$, $d(credito)(-1 \text{ até } -6)$, $icc(-1 \text{ até } -10)$, icm , $icf(-1 \text{ até } -2)$;

equação 7: $ibcsd(-1)$, $desemprego(-1)$, $juro_real(-1 \text{ até } -6)$, $Y_e(-1)$, $d(credito)(-1 \text{ até } -4)$, $icc(-1 \text{ até } -11)$, icm , icf , $selic(0 \text{ até } -1)$, $taxa_de_cambio$.

(Continuação)

| Variável dependente: IBC (equação 2) | | | Variável dependente: IBCD (equação 3) | | | Variável dependente: IBCSD (equação 4) | | |
|--------------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|--|-----------------------------------|-----------------------------------|
| Variáveis | MQO | GMM | Variáveis | MQO | GMM | Variáveis | MQO | GMM |
| Juro_real _{t-1} | -1.380 *** (0.168) [-8.184] | -1.214 *** (0.152) [-7.985] | Juro_real _t | -3.928 *** (0.656) [-5.984] | -3.934 *** (0.537) [-7.320] | Juro_real _t | -0.762 *** (0.119) [-6.373] | -0.623 *** (0.088) [-7.032] |
| Gap _{t-1} | 49.425 *** (16.359) [3.021] | 70.528 *** (22.384) [3.151] | Gap _{t-1} | 226.886 *** (71.263) [3.183] | 290.256 *** (59.094) [4.911] | Gap _{t-4} | 45.122 *** (15.745) [2.865] | 64.872 *** (15.989) [4.057] |
| Y_e _t | 0.464 *** (0.145) [3.193] | 0.601 *** (0.128) [4.671] | Y_e _t | 2.233 *** (0.607) [3.679] | 2.391 *** (0.591) [4.038] | Y_e _t | 0.232 ** (0.113) [2.044] | 0.291 *** (0.092) [3.146] |
| d(crédito) _{t-5} | 7.388 * (3.845) [1.921] | 11.729 *** (4.976) [2.356] | d(crédito) _{t-5} | 24.039 * (13.281) [1.810] | 33.949 ** (15.176) [2.236] | d(crédito) _{t-7} | 4.978 * (2.848) [1.747] | 7.241 * (4.033) [1.795] |
| icc _t | 0.081 ** (0.038) [2.118] | 0.084 * (0.044) [1.894] | icc _t | 0.288 ** (0.127) [2.257] | 0.175 * (0.104) [1.686] | icc _t | 0.055 * (0.031) [1.750] | 0.072 ** (0.036) [1.998] |
| Subprime | -5.696 *** (1.577) [-3.611] | -6.385 *** (1.823) [-3.502] | Subprime | -18.595 *** (5.802) [-3.204] | -23.537 *** (7.751) [-3.036] | Subprime | -4.625 *** (1.043) [-4.431] | -7.300 *** (2.352) [-3.103] |
| R ² | 0,95 | 0,95 | R ² | 0,94 | 0,94 | R ² | 0,92 | 0,92 |
| R ² ajustado | 0,95 | 0,95 | R ² ajustado | 0,93 | 0,93 | R ² ajustado | 0,91 | 0,91 |
| Estatística J | | 13,44 | Estatística J | | 14,68 | Estatística J | | 16,03 |
| P-valor (est. J) | | 0,41 | P-valor (est. J) | | 0,74 | P-valor (est. J) | | 0,52 |
| Instrument rank | | 21 | Instrument rank | | 27 | Instrument rank | | 25 |
| Estatística F | 335,83 | | Estatística F | 261,46 | | Estatística F | 197,98 | |
| P-valor (est. F) | 0,00 | | P-valor (est. F) | 0,00 | | P-valor (est. F) | 0,00 | |
| Ramsey | 0,32 | | Ramsey | 1,19 | | Ramsey | 6,62 | |
| P-valor Ramsey | 0,57 | | P-valor Ramsey | 0,27 | | P-valor Ramsey | 0,02 | |
| Serial Correl (1) | 20,74 | | Serial Correl (1) | 37,34 | | Serial Correl (1) | 14,83 | |
| P-valor | 0,00 | | P-valor | 0,00 | | P-valor | 0,00 | |
| Serial Correl (2) | 11,02 | | Serial Correl (2) | 21,29 | | Serial Correl (2) | 8,27 | |
| P-valor | 0,00 | | P-valor | 0,00 | | P-valor | 0,00 | |
| Arch (1) | 2,50 | | Arch (1) | 7,36 | | Arch (1) | 3,90 | |
| P-valor | 0,11 | | P-valor | 0,00 | | P-valor | 0,05 | |
| Arch (2) | 1,52 | | Arch (2) | 4,14 | | Arch (2) | 1,43 | |
| P-valor | 0,22 | | P-valor | 0,02 | | P-valor | 0,24 | |
| Jarque-Bera | 1,87 | | Jarque-Bera | 2,51 | | Jarque-Bera | 0,52 | |
| P-valor | 0,39 | | P-valor | 0,28 | | P-valor | 0,77 | |

Fonte: Estimções elaboradas pelos autores. Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1; erro-padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes.

TABELA 5
Estimações por GMM (equações 5, 6 e 7)

| Variável dependente: IBC | | Variável dependente: IBCD | | Variável dependente: IBCSD | |
|--------------------------|-----------------------------------|---------------------------|--------------------------------------|----------------------------|-----------------------------------|
| Variáveis | GMM | Variáveis | GMM | Variáveis | GMM |
| Constante | 50.675 *** (19.018) [2.664] | Constante | -209.323 *** (41.455) [-5.049] | Constante | 90.278 *** (12.321) [7.327] |
| Desemprego _t | -3.731 *** (0.480) [-7.769] | Desemprego _t | -10.053 *** (1.339) [-7.505] | Desemprego _t | -2.421 *** (0.270) [-8.967] |
| Juro_real _t | -0.739 *** (0.174) [-4.247] | Juro_real _t | -2.198 *** (0.473) [-4.639] | Juro_real _t | -0.456 *** (0.122) [-3.730] |
| Gap _t | 1.142 (12.568) [0.090] | Gap _t | 99.712 * (57.017) [1.748] | Gap _t | -11.563 (15.684) [-0.737] |
| Y_e _t | 0.830 *** (0.180) [4.598] | Y_e _t | 4.019 *** (0.415) [9.664] | Y_e _t | 0.319 *** (0.109) [2.931] |
| d(crédito) _t | 8.989 ** (4.207) [2.136] | d(crédito) _t | 22.745 ** (10.917) [2.083] | d(crédito) _t | 2.415 (2.918) [0.827] |
| icc _t | 0.101 * (0.054) [1.857] | icc _t | 0.257 * (0.154) [1.669] | icc _t | 0.055 * (0.029) [1.892] |
| Subprime | -4.312 * (2.209) [-1.951] | Subprime | -15.365 ** (6.151) [-2.497] | Subprime | -4.243 *** (1.155) [-3.671] |
| R ² | 0,93 | R ² | 0,92 | R ² | 0,91 |
| R ² ajustado | 0,93 | R ² ajustado | 0,91 | R ² ajustado | 0,90 |
| Estatística J | 18,70 | Estatística J | 18,90 | Estatística J | 14,94 |
| P-valor (est. J) | 0,66 | P-valor (est. J) | 0,87 | P-valor (est. J) | 0,86 |
| Instrument rank | 30 | Instrument rank | 35 | Instrument rank | 30 |

Fonte: estimações elaboradas pelos autores. Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1; erro-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

As estimações apontam o impacto negativo que o *desemprego* desempenha sobre o consumo. Os coeficientes da variável *desemprego* foram negativos e estatisticamente significativos em todas as estimações. Os achados sugerem que um aumento (queda) no desemprego exerce impacto negativo (positivo) sobre todos os índices de bens de consumo.

A taxa de juros é um fator determinante para que os agentes aloquem de forma ótima o seu consumo ao longo do tempo, de maneira a postergar ou antecipar gastos. Os resultados encontrados em todas as estimações sugerem este comportamento ao apresentarem sinais negativos e significativos para a relação entre o *juro_real* e o consumo de bens. Um aumento (queda) dos juros leva os agentes a postergar (antecipar) suas decisões de consumo no tempo.

Para medir a sensibilidade do consumo à atividade econômica, o hiato do produto foi incluído na análise. As estimativas apresentadas na tabela 4 apontam – com significância estatística para todas as equações – a relação positiva entre o *gap* e os gastos de consumo dos agentes. Por sua vez, as estimações apresentadas na tabela 5 apontam para uma relação positiva entre atividade econômica e consumo, entretanto, significância estatística foi encontrada somente na estimação referente aos bens de consumo duráveis. De um modo geral, as evidências sugerem que o consumo seja maior (menor) quanto mais aquecida (desaquecida) a economia estiver.

As estimativas para todas as especificações nas tabelas 4 e 5 apontam que a renda esperada (*Y_e*) afeta positivamente e com significância estatística todos os índices de bens de consumo. Assim, os achados sugerem que o consumo seja maior (menor) quanto maior (menor) a renda esperada for.

Os coeficientes estimados para a variável *d(crédito)* apresentaram sinais positivos e significância estatística em quase todas as estimações (a exceção foi a especificação para o IBCSD na tabela 5, o qual não foi significativo). De um modo geral, os resultados apontam para importância do crédito nas decisões de consumo, pois amplia o poder de compra dos consumidores.

No tocante à influência da confiança do consumidor (*icc*) sobre o consumo dos agentes, os resultados de todas as estimações apontam para existência de relações positivas e estatisticamente significativas, revelando que a confiança do consumidor brasileiro influencia os gastos com consumo. As expectativas formadas pelos consumidores, fundamentadas em percepções de sua situação financeira e dos rumos da economia, impactam as decisões de consumo, representando, nesse sentido, um canal de transmissão de choques para a economia que não deve ser negligenciado.

Por sua vez, os resultados encontrados para *dummy subprime* apontam que a crise financeira internacional de 2008 atingiu de forma negativa o consumidor brasileiro. Os coeficientes apresentaram sinais negativos e significância estatística para todas as estimações.

Outra análise pode ser depreendida dos resultados obtidos. É possível observar que as mesmas variáveis impactam cada categoria de bens de consumo com defasagens (tabela 4) e magnitudes diferentes (tabelas 4 e 5). Os bens de consumo duráveis e os semi e não duráveis possuem como principal diferença o tempo de durabilidade: enquanto os bens de consumo duráveis têm como característica

principal sua durabilidade, podendo ser usados diversas vezes ao longo do tempo, os bens de consumo semi e não duráveis são consumidos imediatamente ou se desgastam em um curto espaço de tempo. Podemos citar como exemplos de bens duráveis veículos, eletrodomésticos e máquinas, enquanto bens semi e não duráveis são alimentos, calçados e roupas, entre outros. Dos exemplos citados, percebe-se que as características de gastos com esses bens também são distintas. O consumo de bens semi e não duráveis ocorre de acordo com a necessidade diária, enquanto o consumo de bens duráveis exige um planejamento e um horizonte de gastos mais longo. Ou seja, de acordo com o argumento apresentado por Katona (1968), o consumo de bens duráveis depende tanto da vontade de consumir quanto da capacidade de consumir, enquanto o consumo de bens semi e não duráveis depende primordialmente da necessidade e da capacidade de consumir dos agentes.

A análise dos coeficientes estimados permite observar que o impacto do desemprego, do juro real, da renda esperada, do crédito, da atividade econômica (gap) e da confiança do consumidor (icc), bem como os efeitos da crise do *subprime*, são maiores sobre as decisões de consumo de bens duráveis. Ou seja, o consumo de bens duráveis é mais sensível às flutuações no ambiente macroeconômico. Vale destacar, por meio dos resultados encontrados, que o impacto das expectativas do consumidor e da confiança sobre o consumo não pode ser desprezado, principalmente, sobre o consumo de bens duráveis, pois estes se mostraram mais sensíveis às expectativas e à confiança dos consumidores que os bens de consumo semi e não duráveis.

Até então os resultados das estimações apontam que as credibilidades fiscal e monetária influenciam a confiança dos consumidores e que a confiança dos consumidores é relevante para o processo de decisão de consumo dos agentes. Além disso, as estimações apontam a maior sensibilidade dos bens de consumo duráveis em relação ao ambiente econômico.

Para dar maior robustez às estimações individuais realizadas por MQO e GMM e observar a influência do ambiente econômico sobre as decisões de consumo, são realizadas estimações por meio de sistemas de equações simultâneas. Cada sistema tem um índice de bem de consumo como variável dependente. Para tratar possíveis problemas de endogeneidade e simultaneidade as estimações do sistema foram feitas por GMM²⁴. Os sistemas de equações estimados são:

24. Os sistemas utilizam as seguintes variáveis instrumentais:

S1 – equação icc: icc(-1 até -3) desemprego(-1 até -4) juro_real(-1 até -4) d(ibov)(-1 até -4) Y_e(-1) selic(-1) icm(-1 até -5) icf(-1); equação ibc: ibc(-1) desemprego(-1 até -3) juro_real(-1 até -3) gap(-1 até -7) icc(-1 até -8) d(crédito)(-1) Y_e(-1) selic(-1) taxa_de_cambio(0 até -2) icm icf;

S2 – equação icc: icc(-1 até -3) desemprego(-1 até -4) juro_real(-1 até -4) d(ibov)(-1 até -4) selic(-1) icm(-1 até -5) icf(-1) Y_e(-1); equação ibcd: ibcd(-1 até -3) desemprego(-1) juro_real(-1 até -2) gap(-1 até -2) icc(-1 até -8) d_crédito(-1) taxa_de_cambio(0 até -2) selic(-1 até -2) icm icf Y_e(-1);

S3 – equação icc: icc(-1 até -2) desemprego(-1 até -4) juro_real(-1 até -4) d(ibov)(-1 até -4) Y_e(-1) icm(-1 até -5) icf(-1) selic(-1) crédito(-1 até -3); equação ibcsd: ibcsd(-1 até -2) desemprego(-1 até -2) juro_real(-1 até -5) icc(-1 até -9) icm(0 até -3) icf selic(0 até -1) Y_e(-1) gap(-1 até -3) taxa_de_cambio.

$$\begin{aligned}
 (S1) \quad & \left\{ \begin{aligned}
 & icc_t = \rho_1 + \rho_2 desemprego_t + \rho_3 juro_real_t + \rho_4 d(ibov)_t \\
 & \quad + \rho_5 Y_{-e_t} + \rho_6 d(icf)_t + \rho_7 icm_t + \rho_8 subprime \\
 & ibc_t = \tau_1 + \tau_2 desemprego_t + \tau_3 juro_real_t + \tau_4 gap_t \\
 & \quad + \tau_5 d(credito)_t + \tau_6 Y_{-e_t} + \tau_7 icc_t + \tau_8 subprime,
 \end{aligned} \right. \\
 (S2) \quad & \left\{ \begin{aligned}
 & icc_t = w_1 + w_2 desemprego_t + w_3 juro_real_t + w_4 d(ibov)_t \\
 & \quad + w_5 Y_{-e_t} + w_6 d(icf)_t + w_7 icm_t + w_8 subprime \\
 & ibcd_t = \phi_1 + \phi_2 desemprego_t + \phi_3 juro_real_t + \phi_4 gap_t \\
 & \quad + \phi_5 d(credito)_t + \phi_6 Y_{-e_t} + \phi_7 icc_t + \phi_8 subprime,
 \end{aligned} \right. \\
 (S3) \quad & \left\{ \begin{aligned}
 & icc_t = \eta_1 + \eta_2 desemprego_t + \eta_3 juro_real_t + \eta_4 d(ibov)_t \\
 & \quad + \eta_5 Y_{-e_t} + \eta_6 d(icf)_t + \eta_7 icm_t + \eta_8 subprime \\
 & ibcsd_t = \pi_1 + \pi_2 desemprego_t + \pi_3 juro_real_t + \pi_4 gap_t \\
 & \quad + \pi_5 d(credito)_t + \pi_6 Y_{-e_t} + \pi_7 icc_t + \pi_8 subprime.
 \end{aligned} \right.
 \end{aligned}$$

As tabelas 6, 7 e 8 mostram as estimativas dos sistemas S1, S2 e S3, respectivamente.

Os resultados dos testes J indicam que não se pode rejeitar a hipótese de que os sistemas estão corretamente especificados. Além disso, todos os coeficientes estimados estão com seus sinais de acordo com o esperado. A significância estatística não foi encontrada somente para os coeficientes relativos ao efeito da taxa de juros real sobre a confiança do consumidor (icc); os demais coeficientes estimados nos três sistemas apresentaram todos eles significância estatística. De modo geral, os achados apresentados pelos sistemas confirmam os resultados observados nas equações individuais.

As evidências encontradas corroboram a ideia de que a atuação das autoridades econômicas no sentido de manter a estabilidade do ambiente econômico é fundamental para a formação de expectativas dos agentes. Isto é, a credibilidade fiscal e a credibilidade monetária atuam sobre confiança dos consumidores, o que, por sua vez, é levado em consideração pelos agentes na hora do consumo, principalmente de bens duráveis. Esse encadeamento de credibilidade-confiança-consumo caracteriza um possível canal de transmissão via expectativas dos agentes.

Portanto, os resultados das estimações apontam que as credibilidades fiscal e monetária influenciam a formação de expectativas e a confiança dos consumidores, e que a confiança dos consumidores é relevante para o processo de decisão de consumo dos agentes. Além disso, as estimações apontam a maior sensibilidade dos bens de consumo duráveis em relação ao ambiente econômico.

TABELA 6
Sistema GMM (S1 – ICC e IBC)

| Variáveis dependentes | ICC | | IBC |
|-------------------------|-------------|-------------------------|------------|
| Variáveis independentes | | Variáveis independentes | |
| | 46.178 | | 72.658 *** |
| Constante | (34.911) | Constante | (12.697) |
| | [1.322] | | [5.722] |
| | -5.348 *** | | -4.341 *** |
| Desemprego _t | (0.499) | Desemprego _t | (0.296) |
| | [-10.709] | | [-14.629] |
| | -0.234 | | -0.616 *** |
| Juro_real _t | (0.511) | Juro_real _t | (0.131) |
| | [-0.458] | | [-4.672] |
| | 38.541 ** | | 17.795 * |
| d(ibov) _t | (15.008) | Gap _t | (10.587) |
| | [2.567] | | [1.681] |
| | 1.192*** | | 9.174 *** |
| Y_e _t | (0.282) | d(crédito) _t | (2.500) |
| | [4.219] | | [3.669] |
| | 12.261 *** | | 0.726 *** |
| icm _t | (2.469) | Y_e _t | (0.103) |
| | [4.965] | | [7.006] |
| | 209.063 * | | 0.057 ** |
| d(icf) _t | (112.182) | icc _t | (0.028) |
| | [1.863] | | [2.034] |
| | -17.750 *** | | -6.503 *** |
| Subprime | (4.863) | Subprime | (1.192) |
| | [-3.649] | | [-5.453] |
| R ² | 0,77 | | 0,93 |
| R ² ajustado | 0,75 | | 0,93 |
| Estatística J | 0,17 | | |
| P-valor (est. J) | 0,98 | | |

Fonte: Estimções elaboradas pelos autores. Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1; erro-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

TABELA 7
Sistema GMM (S2 – ICC e IBCD)

| Variáveis dependentes | ICC | | IBCD |
|-------------------------|-------------|-------------------------|------------|
| Variáveis independentes | | Variáveis independentes | |
| | 50.996 | | 77.124 *** |
| Constante | (42.942) | Constante | (14.211) |
| | [1.187] | | [5.426] |
| | -5.387 *** | | -4.413 *** |
| Desemprego _t | (0.515) | Desemprego _t | (0.339) |
| | [-10.449] | | [-12.989] |
| | -0.245 | | -0.650 *** |
| Juro_real _t | (0.517) | Juro_real _t | (0.134) |
| | [-0.474] | | [-4.818] |
| | 35.529 ** | | 21.831 * |
| d(ibov) _t | (15.522) | Gap _t | (12.127) |
| | [2.288] | | [1.800] |
| | 1.156 *** | | 6.509 * |
| Y_e _t | (0.350) | d(crédito) _t | (3.389) |
| | [3.301] | | [1.920] |
| | 11.528 *** | | 0.702 *** |
| icm _t | (2.387) | Y_e _t | (0.110) |
| | [4.828] | | [6.375] |
| | 246.643 ** | | 0.052 * |
| d(icf) _t | (114.330) | icc _t | (0.031) |
| | [2.157] | | [1.660] |
| | -18.579 *** | | -6.912 *** |
| Subprime | (4.989) | Subprime | (1.257) |
| | [-3.724] | | [-5.496] |
| R ² | 0,77 | | 0,94 |
| R ² ajustado | 0,76 | | 0,93 |
| Estatística J | | 0,18 | |
| P-valor (est. J) | | 0,87 | |

Fonte: Estimções elaboradas pelos autores. Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1; erro-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

TABELA 8
Sistema GMM (S3 – ICC e IBCSD)

| Variáveis dependentes | ICC | | IBCSD |
|-------------------------|------------------------------------|-------------------------|------------------------------------|
| Variáveis independentes | | Variáveis independentes | |
| Constante | 34.795 (32.097) [1.084] | Constante | 71.285 *** (13.034) [5.469] |
| Desemprego _t | -5.373 *** (0.426) [-12.597] | Desemprego _t | -4.339 *** (0.256) [-16.900] |
| Juro_real _t | -0.044 (0.440) [-0.101] | Juro_real _t | -0.599 *** (0.131) [-4.567] |
| d(ibov) _t | 25.099 * (13.769) [1.822] | gap _t | 22.051 ** (10.277) [2.145] |
| Y_e _t | 1.283 *** (0.258) [4.974] | d(crédito) _t | 8.942 *** (2.332) [3.833] |
| icm _t | 13.211 *** (2.642) [5.000] | Y_e _t | 0.723 *** (0.104) [6.954] |
| d(icf) _t | 152.261 * (79.324) [1.919] | icc _t | 0.068 *** (0.025) [2.740] |
| Subprime | -19.457 *** (3.419) [-5.689] | Subprime | -5.103 *** (1.248) [-4.089] |
| R ² | 0,78 | | 0,93 |
| R ² ajustado | 0,77 | | 0,93 |
| Estatística J | 0,18 | | |
| P-valor (est. J) | 0,96 | | |

Fonte: Estimações elaboradas pelos autores. Níveis de significância marginais: *** denota 0.01, ** denota 0.05 e * denota 0.1; erro-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo oferecer evidências de que o sucesso dos *policymakers* em atingir seus objetivos e construir um ambiente econômico mais estável auxilia no processo de tomada de decisões dos agentes privados (mais precisamente,

consumidores), pois afeta positivamente as expectativas e aumenta a confiança dos consumidores na economia. Desde a adoção do regime de metas para a inflação, em 1999, o banco central e a autoridade fiscal brasileira têm buscado construir suas reputações e ampliar a credibilidade do regime, de forma a reduzir seus esforços e propiciar um ambiente menos incerto para a formação de expectativas.

O presente estudo utiliza o *índice de confiança do consumidor* como variável central da análise, e busca identificar os fatores determinantes dessa confiança (com destaque para as credibilidades monetária e fiscal), como também, a influência que essa confiança exerce sobre as decisões de consumo. Assim, o trabalho analisa os fatores da conjuntura econômica capazes de impactar a confiança dos consumidores, e se a credibilidade exerce alguma influência sobre a percepção dos agentes acerca do ambiente econômico e na formação de suas expectativas. Em seguida, analisa o impacto da confiança dos consumidores sobre diferentes categorias de bens de consumo.

Os resultados encontrados sugerem que a credibilidade das políticas monetária e fiscal exerce influência sobre a confiança dos consumidores brasileiros. Além disso, a confiança do consumidor é afetada por variáveis da conjuntura econômica, como o desemprego, a taxa de juros e o crédito, além de ter sido abalada pela crise do *subprime*. Ou seja, a confiança do consumidor reflete tanto fatores do cenário macroeconômico quanto a percepção dos agentes acerca da condução das políticas econômicas.

A análise empírica sugere ainda que a confiança do consumidor brasileiro influencia os gastos com consumo. As expectativas formadas pelos agentes, fundamentadas em percepções de sua situação financeira e dos rumos da economia, impactam as decisões de consumo, representando, nesse sentido, um importante canal de transmissão das políticas econômicas.

REFERÊNCIAS

AGÉNOR, P.; TAYLOR, M. P. Testing for credibility effects. **IMF Staff Papers**, 39, September, p. 545-71, 1992.

_____. Analysing credibility in high-inflation countries: a new approach. **Economic Journal**, 103, p. 329-36, 1993.

AL-EYD, A.; BARREL, R.; DAVIS, E. P. Consumer confidence indices and short-term forecasting of consumption. **The Manchester School**, v. 77, n. 1, p. 96-111, 2009.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. **Journal of Political Economy**. v. 91, n. 4, p. 589-610, 1983a.

_____. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**. 12 (1), p. 101-121, 1983b.

- BRAM, J.; LUDVIGSON, S. Does consumer confidence forecast household expenditure? A sentiment index horse race. **Federal Reserve Bank of New York: Economic Policy Review**. v. 4, n. 2, p. 59-78, 1998.
- CARROLL, C. D.; FUHRER, J. C.; WILCOX, D. W. Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So Why? **American Economic Review**. v. 84, n. 5, p. 1397-1408, 1994.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. Central Bank Structure, Policy Efficiency and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships. **Federal Reserve Bank of St. Louis, Review**, v. 84, n.4, p. 45-60, 2002.
- CUKIERMAN, A. Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence. **Cambridge, Mass.: The MIT Press**, 1992.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information. **Econometrica**, 54, p. 1099-128, 1986.
- DE MENDONÇA, H. F. Towards credibility from inflation targeting: the Brazilian experience. **Applied Economics** v. 39, n. 20, p. 2599-2615, 2007.
- _____. Brazil: how macroeconomic variables affect consumer confidence? **Cepal Review** v. 99, p. 81-94, 2009.
- DE MENDONÇA, H. F.; DE GUIMARÃES E SOUZA, G. J. Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. **Economic Modelling**, v. 26, n. 6, p. 1228-1238, 2009.
- DE MENDONÇA, H. F.; MACHADO, M. R. Public debt management and credibility: evidence from an emerging economy. **Economic Modelling**, v. 30, n. 1, p. 10-21, 2013.
- EASAW, J. Z.; HERAVI, S. M. Evaluating consumer sentiments as predictors for UK household consumption behavior: Are they accurate and useful? **International Journal of Forecasting**, v. 20, n. 4, p. 671-681, 2004.
- ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.
- EPPRIGHT, D. R.; ARGUEA, N. M.; HUTH, W. L. Aggregate consumer expectation indexes as indicators of future consumer expenditures. **Journal of Economic Psychology**, v. 19, n. 2, p. 215-235, 1998.
- FUHRER, J. What role does consumer sentiment play in the US macroeconomy? **New England Economic Review**, Boston, Federal Reserve Bank of Boston, January-February, p. 32-44, 1993.

HENDRY, D.F. Achievements and challenges in econometric methodology. **Journal of Econometrics**, v. 100, n. 1, p. 7-10, 2001.

IMF. **Assessing sustainability**. Washington D.C, 2002.

Katona, G. **Psychological Analysis of Economic Behavior**. McGraw-Hill, 1951.

_____. **The powerful consumer**: Psychological studies of the American economy. New York: McGraw-Hill, 1960.

_____. Consumer behavior: Theory and findings on expectations and aspirations. **The American Economic Review**, v. 58, n. 2, p. 19-30, 1968.

_____. Psychology and consumer economics. **Journal of Consumer Research**, v. 1, n. 1, p. 1-8, 1974.

_____. **Psychological Economics**. New York: Elsevier Scientific Publishing Company, 1975.

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans. **Journal of Political Economic**. v. 85, n. 3, p. 473-492, 1977.

LI, C. Consumer expectation and output growth: The case of China. **Economics Letters**, v. 113, n. 3, p. 298-300, 2011.

LUDVIGSON, S. Consumer confidence and consumer spending. **Journal of Economic Perspectives**, v. 18, n. 2, p. 20-50, 2004.

MISHKIN, F. S. **Monetary Policy Strategy**. The MIT Press, 2007.

MONTES, G. C. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: an econometric analysis from a developing country. **Economic Modelling**, v. 30, p. 670-684, 2013.

MONTES, G. C.; BASTOS, J. C. A. Metas de inflação e estrutura a termo das taxas de juros no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 15, n. 3, p. 391-415, 2011.

_____. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: Evidence from Brazil. **Journal of Economic Studies**, v. 40, n. 3, p. 334-354, 2013.

_____. Effects of reputation and credibility on monetary policy: Theory and evidence for Brazil. **Journal of Economic Studies**, v. 41, n. 3, 2014.

MONTES, G. C.; MACHADO, C. C. Efeitos da credibilidade e reputação sobre a taxa Selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos. **Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)**, v. 44, n. 2, p. 241-287, 2014.

NAHON, B. F.; MEURER, R. Measuring Brazilian Central Bank Credibility Under Inflation Targeting. **International Research Journal of Finance and Economics**, 27, p. 72-81, 2009.

NEWBY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. **Econometrica**, v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. **Macroeconomics Policy, Credibility and Politics**. London: Harwood Academic, 1990.

QIAO, Z.; MCALEER, M.; WONG, W. Linear and nonlinear causality between changes in consumption and consumer attitudes. **Economics Letters**, v. 102, n. 3, p. 161-164, 2009.

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 4, p. 1169-1189, 1985.

STARR, M. A. Consumption, sentiment, and economic news. **Economic Inquiry**, v. 50, n. 4, p. 1097-1111, 2012.

VUCHELEN, J. Consumer sentiment and macroeconomic forecast. **Journal of Economic Psychology**, v. 25, n. 4, p. 493-506, 2004.

WALSH, C. E. Optimal contracts for central bankers. **The American Economic Review**, v. 85, n. 1, p. 150-67, 1995.

(Originals submetidos em outubro de 2013. Última versão recebida em dezembro de 2014. Aprovada em março de 2015.)