

ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DO CONSUMIDOR NO BRASIL: UMA ANÁLISE DO PODER PREDITIVO NO PERÍODO ENTRE 2001 E 2014

Jorge Eduardo Macedo Simões¹

Márcia Jucá Teixeira Diniz²

Marcelo Bentes Diniz³

José Nilo de Oliveira Júnior⁴

Com base na teoria popular da confiança dos consumidores, este artigo analisa o poder preditivo do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (Inec) utilizando os gastos de consumo no Brasil para o período de 2001 a 2014. A metodologia econométrica utilizada envolve técnicas de cointegração, tal como descrito por Johansen (1988), modelos de vetores autorregressivos (VAR) e correção de erros (VEC) (Johansen e Juselius, 1990). Os resultados comprovaram a hipótese central de que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e os gastos de consumo. Ao mesmo tempo, evidenciaram a existência de cointegração, assegurando a presença de um elo linear entre as tendências estocásticas das variáveis em se moverem na direção de um equilíbrio de longo prazo. Por meio do teste de causalidade de Granger, verificou-se que o consumo final das famílias (CFF) causa o Inec, refutando, assim, o primeiro pressuposto da teoria popular de Fuhrer (1993). Além disso, como mostrado nas funções de impulso-resposta (FIR), choques na confiança dos consumidores afetam positivamente o consumo.

Palavras-chave: consumo; Inec; modelo de vetores de correção de erro.

CONSUMER' EXPECTATIONS INDEX IN BRAZIL: AN ANALYSIS OF THE PREDICTIVE POWER IN PERIOD BETWEEN 2001 AND 2014

Based on popular consumer confidence theory, this article analyzes the predictive power of the National Consumer Expectations Index (Ncei) using consumer spending in Brazil for the period 2001 to 2014. The econometric methodology involves cointegration techniques such as described by Johansen (1988), vectors autoregressive models (VAR) and error correction (VEC) (Johansen and Juselius, 1990). The results confirmed the central hypothesis that there is a strong positive correlation over time between the evolutions of Ncei and consumer spending. At the same time, they revealed the existence of cointegration ensuring the presence of a stochastic linear link between the trend of stochastic variables moving toward a long-term equilibrium. Through the Granger causality test it was also found that the final consumption of households

1. Doutorando em economia no Centro de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (Caen/UFC) e professor no Instituto de Estudos em Desenvolvimento Agrário e Regional da Universidade Federal do Sul e Sudeste do Pará (Iedar/Unifesspa). *E-mail:* <jsimoes@yahoo.com.br>.

2. *Research scholar* na University of Florida (Estados Unidos) e doutora em desenvolvimento sustentável pelo Núcleo de Altos Estudos Amazônicos da Universidade Federal do Pará (Naea/Ufpa). Atualmente é professora no Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da UFPA. *E-mail:* <marciadz2012@hotmail.com>.

3. *Research scholar* na University of Florida (Estados Unidos) e doutor em economia pelo Caen/UFC. Atualmente é professor no PPGE/UFPA. *E-mail:* <mbdiniz2007@hotmail.com>.

4. Doutor em economia pelo Caen/UFC e professor no Mestrado Acadêmico em Economia Rural (Maer) da UFC. *E-mail:* <joseniloojr@gmail.com>.

“causes” the national consumer expectations index. Thus refuting the first premise of the Fuhrer popular theory (1993). In addition, through the decomposition of the variance was proved the underlying hypothesis that consumer confidence, as measured by Ncei, is able to predict part of consumption that is not explained by traditional macroeconomic variables, since it acts on the consumption and thus on aggregate demand.

Keywords: consumption; Ncei; vector model of error correction.

ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DEL CONSUMIDOR EN BRASIL: UN ANÁLISIS DEL PODER PREDICTIVO EN EL PERÍODO ENTRE 2001 Y 2014

Basado en la teoría popular de la confianza de los consumidores, este artículo analiza el poder predictivo del Índice de Expectativas Nacional del Consumidor (Inec) utilizando los gastos de consumo en Brasil para el período de 2001 a 2014. La metodología econométrica utilizada envuelve técnicas de cointegración, tal como descrito por Johansen (1988), modelos de vectores autorregresivos (VAR) y de corrección del error (VEC) (Johansen y Juselius, 1990). Los resultados comprobaron la hipótesis central de que, a lo largo del tiempo, existe una fuerte correlación positiva entre las evoluciones del Inec y los gastos de consumo. Al mismo tiempo, se evidenció la existencia de cointegración, verificando la presencia de un nexo lineal entre las tendencias estocásticas de las variables en desplazarse en dirección a un equilibrio de largo plazo. Por medio del test de causalidad de Granger, se verificó que el consumo final de las familias (CFF) es causa del Inec, refutando de esta manera la primera premisa de la teoría popular de Fuhrer (1993). Además, tal como demostrado en las funciones impulso-respuesta (FIR), impactos en la confianza de los consumidores afectan positivamente el consumo.

Palabras clave: consumo; Inec; modelo de vectores de corrección del error.

INDICE DES ATTENTES DES CONSOMMATEURS AU BRÉSIL: UNE ANALYSE DU POUVOIR DE PRÉVISION ENTRE LA PÉRIODE DE 2001 ET 2014

Basé sur la théorie populaire de la confiance des consommateurs, cet article analyse le pouvoir prédictif de l'Indice National des Attentes des Consommateurs (Inec) à l'aide des dépenses de consommation au Brésil pour la période de 2001 à 2014. La méthodologie économétrique utilisée implique des techniques de cointégration, tel que décrit par Johansen (1988), c'est-à-dire le modèles vectoriel autorégressif (VAR) et de correction d'erreur (VEC) (Johansen et Juselius, 1990). Les résultats ont confirmé l'hypothèse centrale qu'il existe une forte corrélation positive au fil du temps entre les évolutions de l'Inec et les dépenses de consommation. Parallèlement, ils ont montré l'existence de cointégration, assurant ainsi la présence d'un lien linéaire entre les tendances stochastiques des variables qui se déplacent vers un équilibre à long terme. Grâce au test de causalité de Granger, il a été constaté que la consommation finale des ménages (CFM) provoque l'Inec, réfutant ainsi la première présupposition de la théorie populaire de Fuhrer (1993). En outre, comme indiqué dans les fonctions à réponse impulsionnelle (FRI), les chocs sur la confiance des consommateurs affectent positivement la consommation.

Mots-clés: consommation; Inec; modèle vectoriel de correction d'erreur.

JEL: D11; D12; E21; C32.

1 INTRODUÇÃO

A produção e a socialização de indicadores e estudos mercadológicos são importantes, pois auxiliam os agentes econômicos no processo de tomada de decisões sobre o estado atual da economia, e possibilitam a visualização da conjuntura econômica no tempo futuro. Entretanto, é notório que a literatura nacional revela pouca tradição no Brasil na produção de estudos sobre estes indicadores, como, por exemplo, confiança dos consumidores.

Nos últimos anos, verifica-se o surgimento de uma quantidade significativa de índices voltados a desenhar o comportamento dos consumidores. Entre eles, os principais são: o Índice de Confiança do Consumidor (ICC), da Federação do Comércio de São Paulo (Fecomércio-SP, 2011a; 2011b); o Índice de Expectativas do Consumidor (IEC), da Federação do Comércio do Estado do Rio de Janeiro (Fecomércio-RJ, 2000); o Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (Inec), da Confederação Nacional da Indústria (CNI, 2001); e a Sondagem das Expectativas do Consumidor (SEC), da Fundação Getúlio Vargas (FGV, 2011).

As expectativas ou o sentimento dos consumidores, portanto, tendem a ser um indicador de antecedência de grande importância sobre as variações na demanda agregada da economia, da qual o consumo é o principal componente. Neste sentido, é crucial a realização de pesquisas para que se possam levantar as expectativas dos consumidores, a partir da escolha de um índice que permita aos empresários visualizar a conjuntura econômica que enfrentaram.

Para pesquisas nessa direção, é importante frisar os estudos sobre indicadores de confiança ou sentimento dos consumidores realizados com regularidade há muitos anos em vários países desenvolvidos. Nos Estados Unidos, por exemplo, são realizados, desde a metade da década de 1940, pela Universidade de Michigan (University of Michigan, 1979) e, posteriormente, a partir de 1967, pela Conference Board (2014).⁵ No Brasil, apenas a partir de 1994 começa a produção de alguns indicadores.

A ausência de estudos nessa área de pesquisa no Brasil reforça a tese de que vale a pena pensar uma pesquisa para indagar o poder preditivo do Inec⁶ em antecipar a evolução futura dos gastos de consumo, a partir de informações contidas em outros indicadores disponíveis.

Procurando responder à indagação, esta pesquisa parte da hipótese central de que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e os gastos de consumo. Isto está associado à hipótese subjacente que a

5. Entidade norte-americana sem fins lucrativos dedicada à elaboração de índices e pesquisas econômicas de interesse público.

6. A escolha do indicador de antecedência (Inec) produzido pela CNI deu-se em decorrência de ser o primeiro (maior número de observações) e, até 2015, o único indicador de antecedência com abrangência em todas as regiões do país.

confiança dos consumidores, mensurada pelo Inec, é capaz de prever parte do consumo que não é explicado pelas variáveis macroeconômicas tradicionais, uma vez que atua sobre o consumo e, portanto, sobre a demanda agregada.

De acordo com a abordagem desenvolvida por Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), seguida posteriormente por diversos outros autores,⁷ a questão de interesse consiste na investigação de dois aspectos: se o índice de confiança tem algum poder explicativo em si próprio para o comportamento futuro do nível de consumo e, adicionalmente, verificar se o indicador de confiança contém informações sobre as variações dos gastos de consumo futuro além daquelas contida em outras variáveis econômicas, tais como renda.

Nesse contexto cresce, então, a importância da utilização de modelos que sejam capazes de analisar os efeitos dos choques estruturais na explicação das flutuações em variáveis econômicas em um determinado período de tempo. Na literatura especializada, existem alguns modelos com esse propósito, destacando as abordagens de vetores autorregressivos (VAR) e correção de erros (VEC). O impacto de mudanças na renda e na expectativa dos consumidores são alguns exemplos destes choques.

Diante do exposto, o objetivo geral deste artigo é avaliar a capacidade preditiva do Inec em antecipar a evolução futura dos gastos de consumo, auxiliando, assim, na antecipação de possíveis impactos desse fenômeno sobre a demanda agregada. E como objetivos específicos: investigar a relação de causalidade entre os gastos de consumo, as expectativas dos consumidores e o produto interno bruto *per capita* (PIBPC); mensurar a relação entre o Inec e os gastos de consumo; verificar se as expectativas dos consumidores explicam o consumo final das famílias (CFF) mais eficientemente que outras variáveis macroeconômicas.

Este trabalho foi organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção 2 refere-se às expectativas dos consumidores. Na seção 3, apresenta-se a metodologia econométrica utilizada. Posteriormente, a seção 4 faz referência à estimação e à análise dos resultados. Por fim, na seção 5 estão as considerações finais.

2 EXPECTATIVAS DOS CONSUMIDORES

Nas últimas décadas, outro conjunto de informações vem recebendo crescente atenção por parte dos agentes econômicos: os indicadores de antecedência. No caso específico do consumo, os indicadores de maior destaque são os ICCs, também chamados de índices de expectativas.

7. Bram e Ludvigson (1998), Nahuis e Jansen (2004) e Goh (2003).

Diante do exposto, partiremos da origem para entender o que é o sentimento ou a confiança dos consumidores, para a posterior definição do conceito de ICC. Fuhrer (1993) define-o como sendo um conceito econômico, com um conjunto de medidas estatísticas. As definições das medidas estatísticas são claras: estes índices são baseados em respostas dos consumidores em relação a perguntas específicas sobre as condições econômicas atuais e esperadas a nível nacional. O conceito econômico é um pouco mais escorregadio. A teoria-padrão do comportamento dos consumidores atribui as flutuações em despesas de consumo às flutuações correntes e esperadas no lucro, riqueza, e as taxas de juros, independentemente das variações na confiança⁸ dos consumidores. Assim, enquanto as medidas de confiança podem ser descritas em detalhe, é difícil definir a influência das expectativas nas decisões dos consumidores.

Nesse sentido, o ICC pode ser definido como sendo “um conjunto de informações econômicas construídas a partir de respostas sobre as condições correntes e futuras esperadas pelos consumidores em níveis micro e macroeconômicos” (Bentes, 2006, p. 2).

O diferencial do ICC em relação às demais variáveis macroeconômicas ligadas ao consumo é que os dados sobre o ICC são levantados de forma relativamente simples, o que praticamente elimina a necessidade de correções, possibilitando maior rapidez na sua divulgação dos resultados.

Porém, não menos importante que a rapidez de sua divulgação, uma propriedade atribuída a esse indicador é que “ele pode projetar o comportamento dos agentes econômicos antes mesmo da realização dos gastos. Isso se dá através do levantamento das expectativas dos consumidores” (Bentes, 2006, p. 2), informação essa que é de total relevância no processo de tomada de decisões por parte do setor empresarial, no sentido da formulação de políticas no âmbito do consumo.

Nessa perspectiva, vale a pena registrar que o ICC, mais que medir o estado de confiança dos consumidores, possibilita uma leitura sobre a realidade do mercado consumidor no tempo futuro, considerando o comportamento dos atores sociais, consumidores e empresários, no tempo passado.⁹

8. Mudanças nas medidas de confiança dos consumidores podem refletir em mudanças nos gostos subjacente. No entanto, é improvável que os hábitos dos consumidores sejam coordenados de forma agregada, ou que mudança de hábitos coincida com (ou causas) as mudanças nos rendimentos e nos gastos. Outra possibilidade é que medidas de confiança podem refletir a incerteza dos consumidores. Hall e Wilcox (1992) exploram essa possibilidade e encontram alguma evidência de que a maior incerteza é correlacionada com a menor confiança. No entanto, eles não mostram se a incerteza dos consumidores é exclusivamente refletida no sentimento, ou se o componente de incerteza está correlacionado com os movimentos em curso ou subsequentes gastos.

9. Significa dizer que, do ponto de vista do método, dá para inferir que o futuro é construído segundo as ações e os fatos que se objetivaram no passado. Portanto, a leitura do futuro, necessariamente, passa pela disponibilidade de informações, indicadores econômicos e indicadores mercadológicos, enquanto recurso ímpar na socialização do conhecimento sobre a realidade.

Ao observar a estrutura da economia brasileira sob a ótica dos gastos, é possível verificar que o consumo das famílias representa de 50% a 60% do PIB (IBGE, 2010). Com isso, o monitoramento dessa variável é crucial para os agentes econômicos e, devido à substancial defasagem na disponibilização dos dados das contas nacionais, o indicador de antecedência é um instrumento eficiente para o acompanhamento da atividade econômica.

Esses fatos reforçam ainda mais a tese de que é necessário produzir conhecimento – indicadores sobre o comportamento das forças de mercado – enquanto insumo para quem precisa tomar decisões sobre uma variável de grande importância para a economia do país.

2.1 O papel das expectativas dos consumidores

Grande parte dos trabalhos acadêmicos reconhece e, às vezes, tenta esclarecer a confusão acerca da base teórica sobre o papel da confiança. Nas primeiras publicações, Adams e Green (1965) argumentam que “não há justificativa para um papel independente para a confiança dos consumidores”. Eles evitam investigar por que a confiança dos consumidores pode ajudar a prever os gastos de consumo, pois para esses autores, mais importante do que a investigação teórica são os resultados apresentados que comprovaram se a confiança dos consumidores pode ajudar a prever os gastos de consumo. Para Adams e Green (1965), na maioria das vezes as informações de medidas do sentimento dos consumidores sobrepõem-se às informações estatísticas já existentes.

Na tentativa de minimizar as interpretações controversas sobre os indicadores de confiança, Fuhrer (1993) desenvolveu uma teoria popular sobre o papel da confiança dos consumidores. Apropriou-se da interpretação de que “a confiança dos consumidores é uma força motriz”. Quando os consumidores estão confiantes, a economia está crescendo; quando estão tímidos, eles puxam a economia no sentido inverso, “uma queda acentuada na confiança pode provocar uma recessão” (Confidence..., 1990, p. 3). Ou mesmo, “a economia não vai ser convincente em sua recuperação até que haja uma melhora acentuada nos espíritos dos consumidores” (Greenhouse, 1992, p. 6).

A teoria popular de Fuhrer (1993) é uma tentativa de determinação das funções atribuídas à confiança dos consumidores, e como estas podem ser confirmadas ou negadas a partir dos dados históricos dos “sentimentos” e dos determinantes tradicionais do consumo.

Os principais pressupostos da teoria popular de Fuhrer (1993) são: *i)* as expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações na atividade econômica; *ii)* o índice de confiança prevê precisamente o nível de atividade econômica; *iii)* o índice de expectativas capta as previsões

dos consumidores sobre o nível de atividade econômica; *(iv)* o ICC é capaz de antecipar algumas informações antes mesmo das divulgações das estatísticas dos dados macroeconômicos; e *v)* a confiança dos consumidores tem grande reflexo sobre as condições econômicas atuais. Para testar estes pressupostos, Fuhrer (1993) recorreu aos resultados preliminares do trabalho desenvolvido por Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), no qual foi coautor.

2.2 Evidências sobre o papel das expectativas dos consumidores

No sentido de encontrar evidências que reforcem a importância dos estudos sobre o papel das expectativas dos consumidores, não se pode perder de vista as experiências dos principais países desenvolvidos que utilizam esses indicadores como um importante instrumento de visibilidade dos elementos que norteiam a macroeconomia de cada um deles. Nos Estados Unidos, um grande precursor para o avanço do estudo nessa área foi Mueller (1963, p. 916) que, ao analisar uma série histórica do Índice de Sentimento do Consumidor da Universidade de Michigan (MCSI), concluiu que “este indicador explicava significativamente a variação do consumo em uma regressão que incluía o consumo defasado”.

O índice de confiança é um importante indicador de acompanhamento da demanda agregada, desde que a sua evolução seja acompanhada com outros indicadores de conjuntura econômica que permitam dar visibilidade ao comportamento dos agentes econômicos. Mishkin (1978, p. 227) sugere que a “inclusão do índice de confiança dos consumidores, juntamente com outras variáveis macroeconômicas, pode aumentar o poder explicativo do modelo”.

Acemoglu e Scott (1994) observam que a confiança dos consumidores do Reino Unido prevê o consumo mesmo após condicioná-lo ao rendimento. Eles sugerem que isto pode ser devido a mudanças na função do consumo ao longo do ciclo de negócios.

Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) foram precursores no desenvolvimento de um modelo que permitiu a utilização do índice de confiança com outras variáveis macroeconômicas. Neste sentido, Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994, p. 1399) confirmam os resultados apresentados por Mishkin (1978) “para a economia norte-americana, ressaltando que o poder explicativo do MCSI se viu reduzido depois de 1978”. Isso se deu graças à evolução do índice ser acompanhada com variáveis que permearam a análise conjuntural do país, permitindo maior precisão do índice.

Segundo Matsusaka e Sbordone (1995), a confiança dos consumidores é responsável por cerca de 20% da inovação do ciclo de negócios no PIB dos Estados Unidos.

Outra formidável contribuição nessa área foi o estudo desenvolvido por Berg e Bergstrom (1996) utilizando-se do modelo desenvolvido por Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) para explicar a significância do índice de confiança dentro da economia sueca entre 1975 e 1994. A análise deste modelo serviu para os autores chegarem à seguinte conclusão: “o índice de confiança sueco conseguiu explicar 37% das variações no consumo” (Berg e Bergstrom, 1996, p. 26). Isso demonstra a grande relevância da utilização dos ICCs na aplicação de modelos econométricos que permeiam os gastos de consumo.

Outro importante avanço nessa área de pesquisa foi o estudo publicado por Armstrong, Morwitz e Kumar (2000) utilizando uma série de vendas de automóveis e serviços de telefonia nos Estados Unidos e na França entre 1961 e 1996 com uma inter-relação entre os índices dos dois setores. Os resultados levaram os autores a chegarem à seguinte conclusão:

a combinação de técnicas qualitativas com indicadores quantitativos reduziu em 33% os erros em comparação com aquelas geradas pela simples extrapolação dos dados, com a redução de 5,5% dos erros dos índices de confiança em relação à sua utilização de forma isolada (Armstrong, Morwitz e Kumar, 2000, p. 392).

Goh (2003, p. 13) demonstrou que “o índice de confiança neozelandês melhorou o poder preditivo do nível de consumo local, embora este efeito se reduza quando utilizado com outras variáveis, tais como renda do trabalhador, taxa de juros e preços de ativos”. Neste sentido, Mehra e Martin (2003, p. 64) defendem que “os consumidores não são capazes de antecipar variações nas suas rendas ou na taxa de juros que impactam no nível de consumo”.

Nahuis e Jansen (2004, p. 9) testaram índices de intenções do varejo isolados e conjuntamente para oito países europeus entre 1985 e 1998, chegando a conclusões diferentes. Na França, na Itália e na Espanha, por exemplo, conclui-se que a incorporação do índice de expectativa dos empresários do varejo não aumenta o poder preditivo do modelo que já contava com um índice de expectativa dos consumidores. No Reino Unido, ao contrário, foi o índice de intenção dos consumidores que não incorporou melhores resultados de previsão. Os modelos de previsão que utilizaram conjuntamente os dois índices na Bélgica, na Alemanha, na Holanda e em Portugal produziram ótimos resultados.

O estudo do comportamento dos consumidores é uma área de conhecimento conflitante por apresentar diferentes pontos de vista. Isso ocorre devido à visão diferente de cada autor ao investigar a relação entre a causalidade das expectativas dos consumidores e o desempenho das variáveis macrofundamentadas.

Garrett, Hernández-Murillo e Owyang (2005) utilizaram dados regionais para mostrar que a confiança dos consumidores ajuda a prever os gastos no varejo

nos estados norte-americanos. No entanto, essa literatura baseia os seus resultados totalmente sobre as implicações dentro da amostra, e não se os ICCs poderiam ser usados para prever os gastos dos consumidores fora da amostra.

Por meio do teste de causalidade de Granger, Bentes (2006, p. 61) comprovou o primeiro pressuposto da teoria popular da confiança dos consumidores, explicado pelo ICC e por seus próprios valores em dois períodos para a região metropolitana (RM) de São Paulo. Os resultados apontam “o índice de confiança dos consumidores como um indicador de antecedência de consumo”. Gelper, Lemmens e Croux (2007, p. 6) utilizaram “vetores com correção de erros para decompor e comprovar a causalidade dos índices de expectativas dos consumidores em relação às séries de consumo nos EUA”.

McIntyre (2007) utilizou de uma “confiança aumentada” no modelo de renda permanente: a análise empírica efetuada não sugere que, incluindo a confiança do consumidor no modelo, diminua substancialmente as estimativas da elasticidade de substituição intertemporal. Roos (2008) também tenta incluir fatores de confiança em um modelo-padrão de intertemporal maximização da utilidade.

De acordo com Al-Eyd, Barrell e Davis (2009), a relação entre o consumo e a confiança seria instável ao longo do tempo. Os autores analisaram os dados europeus e acharam muito limitado o conteúdo preditivo para o caso da Itália, tanto em uma relação entre o consumo e a confiança quanto utilizando outras variáveis.

Em um nível maior de desagregação, Bovi (2009, p. 570) concluiu que a utilização dos índices de intenções dos consumidores na Itália, entre 1982 e 2003, melhorou a qualidade das previsões. Mais precisamente, a abordagem empregada pelo autor envolveu os subíndices do indicador de confiança local que, assim como os indicadores norte-americanos, medem a percepção das condições econômicas presentes e futuras.

Qiao, McAleer e Wong (2009), com base nos resultados de um teste de causalidade não linear, defenderam o uso do modelo não linear de previsão para expressar a relação entre confiança e consumo. Hollanders e Vliegthart (2011) investigaram a relação causal entre a mídia, a economia e a confiança do consumidor na Holanda no período 1990-2009. A principal constatação foi que, em geral, a quantidade de notícias negativas causa, no sentido de Granger, a confiança dos consumidores.

Dees e Brinca (2013) propuseram-se a avaliar empiricamente a relação entre as despesas, o consumo e as expectativas dos consumidores nos Estados Unidos e na zona do euro. No geral, os resultados mostram que o ICC pode ser, em certas circunstâncias, um bom preditor do consumo. Em particular, esses autores demonstraram a contribuição da confiança nas despesas de consumo, de modo

que os indicadores de confiança podem ter algum aumento do poder preditivo durante esses episódios.

Em um estudo recente, Bruno (2014) utilizou-se de um modelo não linear e não paramétrico do coeficiente da regressão funcional (FCR) para os casos particulares de um modelo autorregressivo (AR), assim como o autorregressivo limiar (TAR) e exponencial autorregressivo (Extar) para a previsão do consumo, discriminado por durabilidade, por meio da confiança dos consumidores. Os resultados mostram que a confiança tem uma capacidade preditiva significativa para os bens duráveis e não duráveis, enquanto ela não é útil no caso de semiduráveis.

Posteriormente, Paradiso, Kumar e Lucchetta (2014) estimaram os determinantes do ICC da Itália usando métodos de séries temporais. Os resultados evidenciaram que existe uma relação de longo prazo entre o ICC e os seus determinantes, capturados por uma *dummy*, quando um importante evento político – Operação Mãos Limpas – é considerado. Usando o modelo de correção de erro assimétrica, descobriram que os consumidores respondem assimetricamente a diferentes tipos de desequilíbrios dos erros em uma especificação de ajuste TAR. Estes resultados são coerentes com a abordagem de Bovi (2009).

Kilic e Cankaya (2015) investigaram o efeito do ICC na atividade econômica utilizando a metodologia vetores autorregressivos aumentado por fatores (Favar), que permite relacionar os efeitos da confiança do consumidor na dinâmica setorial. Os resultados empíricos sugerem que o ICC tem um poder explicativo sobre a atividade econômica. No entanto, este efeito é limitado apenas com variáveis específicas relacionadas à fabricação, à habitação, aos bens duráveis e não duráveis e aos serviços.

3 MODELO ECONOMÉTRICO

A utilização de modelos econométricos é indicada para elaboração de previsões ajustadas. De acordo com Fildes (1985), os modelos econométricos são apenas uma das mais variadas formas de um sistema comportamental. Tais modelos abordam um sistema de relacionamento entre variáveis de interesse, e esses relacionamentos são estimados a partir de informações (dados) disponíveis.

Nesse sentido, Lucas Jr. (1976), Litterman (1979), Sims (1980), Engle e Granger (1987) e Campbell e Shiller (1987) recomendam a utilização dos modelos de VAR e VEC no estudo de previsões em séries temporais. A justificativa para a escolha dessa metodologia é devido à sua capacidade de permitir a avaliação do relacionamento tanto de curto quanto de longo prazo entre as variáveis.

Para alcançar o objetivo proposto, dividimos esta seção em duas partes: *i)* dados; e *ii)* modelo econométrico.

3.1 Dados utilizados

Para essa análise foram utilizados dados trimestrais entre o primeiro trimestre de 2001¹⁰ e o terceiro trimestre de 2014, em decorrência da disponibilidade de dados. Além da escolha de um indicador de antecedência como o representante do nível de confiança dos consumidores, a abordagem adotada requer a construção de uma base de dados integrada também por variáveis macroeconômicas e de consumo que permitam investigar o poder explicativo das expectativas dos consumidores. Neste sentido, optou-se por avaliar separadamente a disponibilidade das principais variáveis integrantes dos conjuntos de dados.

A escolha do indicador de antecedência (Inec) deu-se em decorrência de ser o primeiro (maior número de observações) e, até 2015, o único indicador de antecedência com abrangência nacional. Os dados estão disponíveis trimestralmente desde 2001 por meio da CNI.

Utilizaram-se os mesmos critérios da escolha do indicador de antecedência, priorizando-se a escolha da série que apresentasse a maior quantidade de observações para o mesmo período do índice de confiança. Os dados trimestrais do índice de CFF são divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994) observaram que a escolha das variáveis macroeconômicas para explicar a evolução do consumo é um processo arbitrário. Assim, diante da ausência de um critério formal de escolha destas variáveis, e da característica investigativa, buscou-se contemplar uma variável que possa estar de alguma forma relacionada com o consumo, tal como a renda. Foram utilizados dados trimestrais do PIBPC disponibilizados pelo Sistema de Contas Nacionais do IBGE (2000).

Segundo Gujarati (2011), é sempre bom traçar o gráfico das séries temporais estudadas, pois eles dão uma ideia inicial da provável natureza da série temporal. A percepção intuitiva, por meio da análise gráfica, é o ponto de partida dos testes formais de estacionariedade.

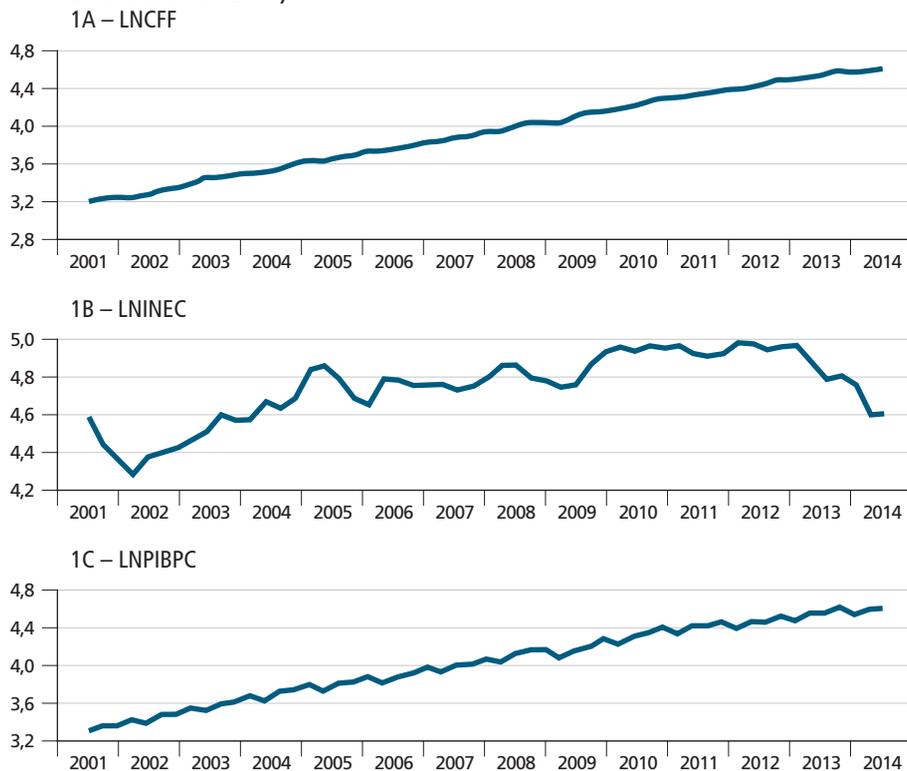
O gráfico 1 mostra o comportamento das séries de dados CFF, PIBPC e Inec. Todas as variáveis foram transformadas em índice de base fixa (2014T3 = 100), convertidas em logaritmos naturais (LN)¹¹ e dessazonalizadas.¹²

10. Além do mais, havia limitações acerca da disponibilidade de dados para o período anterior a 2001, em decorrência das alterações metodológicas dos indicadores.

11. Para evitar os problemas de *overdifferencing* resultantes da sobreposição das operações de diferença, ver Charemza e Deadman (1997, p. 103).

12. Uma vez analisados os correlogramas, constatou-se a presença de componentes sazonais nas séries logaritmizadas. Todas estas séries foram dessazonalizadas pelo procedimento X-12 no *software* econométrico Eviews, no qual foram realizados todos os procedimentos econométricos.

GRÁFICO 1
Comportamento das variáveis LNCF, LNPIBPC e LNINEC (1º trimestre de 2001 ao 3º trimestre de 2014)



Fontes: IBGE (2015a; 2015b) e CNI (2015).

Elaboração dos autores.

Obs.: LNCF = logaritmo natural do consumo final das famílias; LNPIBPC = logaritmo natural do produto interno bruto *per capita*; LNINEC = logaritmo natural do Inec.

Algumas ressalvas são necessárias. Primeiramente, em nível microeconômico,¹³ o consumo corresponde às despesas suportadas pelas famílias na aquisição de bens e serviços de vários tipos (alimentares, vestuário, calçados, automóveis, eletrodomésticos, serviços médicos e muitos outros) e vai ao encontro da satisfação das necessidades e da maximização da sua utilidade. A importância do consumo a nível macroeconômico¹⁴ é também muito elevada, correspondendo normalmente à maior parcela da despesa nacional de uma economia (que inclui, ainda, entre outras, as despesas do Estado e as despesas de investimento). Assim, o consumo é, por regra, um dos principais componentes da demanda agregada de uma economia.

13. Pyndyck e Rubinfeld (1994), Varian (1997) e Vasconcelos e Oliveira (2000).

14. Blanchard (2002).

Para construção do modelo a ser utilizado, partiu-se da forma geral e simples da função consumo [$C = f(y)$], em que a renda passa a ser representada pelo PIBPC. A inclusão do indicador de antecedência (*Inec*) é justificada pela grande importância dos indicadores de sentimento na previsão do consumo. Assim, a equação (1) apresenta a seguinte forma específica da função consumo utilizada:

$$CFF = f(PIBPC, Inec), \quad (1)$$

em que *CFF* = consumo final das famílias; *PIBPC* = produto interno bruto *per capita*; e *Inec* = Índice Nacional de Expectativas do Consumidor.

3.2 Método utilizado

O tratamento dos dados de séries temporais inicia-se com a verificação da sua estacionariedade. Gujarati (2011) afirma que, se uma série temporal é estacionária, sua média, variância e covariância permanecem as mesmas, não importa o ponto em que sejam medidas, ou seja, não variam com o tempo. Uma série temporal y_t , para se tornar estacionária, tem de ser diferenciada d vezes. Diz-se que esta série é integrada de ordem d , denotando-a como $y_t \sim I(d)$.

Para a determinação da ordem de integração de cada variável, foi utilizado o teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado (ADF), conforme Dickey e Fuller (1979), no qual a hipótese nula é a de presença de raiz unitária, ou seja, verifica-se a não estacionariedade da série. Posteriormente, o teste de Phillips-Perron (PP), de 1988, que possui a mesma hipótese nula do teste anterior, com o mesmo propósito. No entanto, antes da realização do teste de raiz unitária, é necessário determinar o número de defasagens a ser utilizado em cada fase do teste de raiz unitária. A correta determinação do número de defasagens é de suma importância, pois garante que os resíduos das autorregressões dos testes de raízes unitárias sejam não correlacionados, de forma a garantir resultados não viesados. Para a determinação do número de defasagens, foi utilizado o critério de Schwarz (SC). Uma vez determinada a defasagem da série, aplica-se o teste de ADF e PP, usando a tabela de valores críticos para verificar as equações com interceptos e tendências individuais, tendo em vista que o gráfico 1 mostra que as séries apresentam tais características.

Um problema comum dos testes de raiz unitária convencionais, tais como ADF e PP, é que eles não permitem a possibilidade de uma ruptura estrutural. Assumindo o tempo de ruptura como um fenômeno exógeno, Perron (1989) mostrou que o poder de rejeitar uma raiz unitária diminui quando a alternativa estacionária é verdadeira e uma quebra estrutural é ignorada. Zivot e Andrews (1992), Perron e Vogelsang (1992), Perron (1997) e Clemente, Montanes e Reyes (1998) propuseram testes de quebra estrutural em que o ponto de quebra era determinado

endogenamente. Alguns autores têm mostrado as vantagens e as desvantagens destes testes. Neste contexto, adotaremos o teste de Zivot e Andrews (1992), com o intuito de captar possíveis quebras estruturais.

Na sequência, analisou-se a matriz de correlação entre as variáveis estudadas. Por meio dela é possível identificar visualmente como as variáveis relacionam-se entre si.

A sobreparametrização e o problema de perda de graus de liberdade devem ser evitados para que sejam capturadas informações importantes no sistema. Assim, o tamanho do *lag* apropriado deve ser determinado para permitir um tamanho de *lag* diferente para cada equação, em cada período, de tal forma que seja escolhido o modelo com o menor valor para os critérios¹⁵ informacionais de Schwarz (SC), de Akaike (AIC) e de Hannan-Quinn (HQ).

A avaliação da dinâmica das variáveis será feita por intermédio da abordagem de cointegração, tal como descrito por Johansen (1988). Ao contrário de outros métodos, como no caso de Engle e Granger, ele utiliza máxima verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores, e não só de um único vetor de cointegração. Além disso, é possível realizar testes sobre a significância dos parâmetros que compõem os vetores de cointegração.

O outro teste desenvolvido por Johansen e Juselius (1990) é o teste do máximo autovalor, que testa a existência de exatamente r vetores de cointegração contra a alternativa de existência de $r+1$ vetores. Detectada a cointegração entre as variáveis, inclui-se o modelo de correção de erro, que mostra a velocidade segundo a qual essas variáveis convergem para uma situação de equilíbrio de longo prazo. Outro aspecto relevante reside na interface entre cointegração e modelo de correção de erro, pois, de acordo com Engle e Granger (1987), a cointegração implica que o sistema segue uma representação de correção de erro e, reciprocamente, um sistema de correção de erros tem variáveis cointegradas.

A robustez dos dados é testada pela alteração dos *lags* do VAR para o teste de cointegração. Não foi possível influir índices de expectativas de consumidores alternativos ao empregado no estudo, devido ao Inec ser o primeiro (maior número de observações) e, até 2015, o único indicador de antecedência com abrangência nacional satisfazendo os objetivos do estudo.

Foi testado um modelo de VAR que é especialmente adequado para a análise de séries temporais e tem sido usado de forma extensiva por diversos economistas para a descrição de dados e a previsão e a inferência estatística, devido à simplicidade da metodologia e à qualidade dos resultados que ela proporciona.

15. Seguindo o princípio da parcimônia, em que se afirma que entre as hipóteses concorrentes, aquela que tiver o menor número de premissas deve ser selecionada, optou-se por tomar o critério de Schwarz como sendo o principal entre os demais critérios. Neste critério, a penalidade pelo número de coeficientes adicionais é maior.

Com a metodologia de cointegração obtêm-se evidências sobre a relação de longo prazo entre as variáveis estudadas. Entretanto, podem ocorrer desvios de curto prazo desta relação de longo prazo, e estes desvios são captados pelo modelo VEC. Este não apenas indica a velocidade de ajustamento dos desvios de curto prazo rumo ao equilíbrio de longo prazo, como também, por meio da significância estatística, indica a relação de causalidade entre as variáveis (Enders, 1995). Além disso, realizaremos testes de causalidade bivariada segundo Granger (1969).¹⁶ É justamente a análise da relação de causalidade entre as variáveis um dos objetivos deste trabalho.

O ponto de partida para o modelo VEC é tratar cada variável simetricamente dentro de uma concepção de equações simultâneas. Recomenda-se que as variáveis incluídas no modelo VEC sejam reconhecidamente inter-relacionadas. O sistema assim especificado mostra as relações dinâmicas entre as variáveis que o compõem, por meio da função impulso-resposta (FIR) e da decomposição de variância do erro de previsão.

Um VAR irrestrito (ou VAR-padrão) mais o termo de correção de erro são conhecidos como VEC. Logo, um VEC é um VAR restringido pela relação de equilíbrio de longo prazo que existe entre as variáveis do modelo. Desta forma, a especificação de um VEC, apesar de permitir desvios de curto prazo, restringe o comportamento de longo prazo das variáveis do sistema para que ele convirja no equilíbrio de longo prazo (relação de cointegração), pois os desvios de curto prazo são paulatinamente corrigidos (pelos termos de correção de erro), de tal forma que o equilíbrio de longo prazo seja garantido. Nessa modelagem, admite-se que as séries tenham as propriedades do modelo de Box-Jenkins: sejam estáveis e invisíveis, e que tenham também o ε_{it} ruído branco com variância constante e não correlacionado.

4 RESULTADOS

Os resultados dos testes de raiz unitária para as variáveis logaritmo natural do consumo final das famílias (LNCF), logaritmo natural do produto interno bruto *per capita* (LNPIBPC), logaritmo natural do Índice Nacional de Expectativas do Consumidor (LNINEC) estão relatados na tabela 1¹⁷ e mostram que, para ambos os testes, não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária das séries ao nível de significância de 5%. Isso é um indicativo que o modelo de correção de erros constitui uma boa solução econométrica em nossa investigação.

16. Causalidade no sentido definido por Granger (1969) e Sims (1980) é inferida quando valores defasados de uma variável, digamos x_t , tem poder explicativo em uma regressão de uma variável y_t sobre os valores defasados de y_t e x_t . Na prática, o que temos são duas séries temporais x_t e y_t e estaríamos interessados em saber se x_t precede y_t , ou se y_t precede x_t , ou se x_t e y_t ocorrem simultaneamente, sendo isto a essência do teste de causalidade de Granger. O teste de causalidade assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis x_t e y_t está contida apenas nas séries de tempo sobre estas duas variáveis.

17. Os resultados foram obtidos por meio do pacote econométrico Eviews 8.0.

TABELA 1
Testes de raiz unitária em nível

Série	Estatística do teste	Lag	Valores críticos		Rejeita H_0 : raiz unitária	
			1%	5%	1%	5%
Dickey-Fuller aumentado (ADF)						
LNCFF	-2,76	0	-4,14	-3,50	Não	Não
LNPIBPC	-1,00	5	-4,14	-3,50	Não	Não
LNINEC	-0,56	2	-4,14	-3,50	Não	Não
Phillips-Perron (PP)						
LNCFF	-2,65	6	-4,14	-3,50	Não	Não
LNPIBPC	-2,20	11	-4,14	-3,50	Não	Não
LNINEC	-1,03	1	-4,14	-3,50	Não	Não

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Estimação com constante e tendência.

2. As defasagens para o teste apresentado na tabela 1 foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.

Dado que todas as variáveis do modelo exibiram raízes unitárias em nível, passa-se, então, à definição da ordem de integração de cada variável. Para isso, aplicaram-se os respectivos testes na série em primeira diferença. Neste caso, se a hipótese nula for rejeitada, então a variável é integrada de 1ª ordem: $x_t \sim I(1)$. Caso contrário, diferencia-se novamente a série e se aplica o teste até que a hipótese nula seja rejeitada. Os resultados de ambos os testes, apresentado na tabela 2, mostram que todas as variáveis são $I(1)$.

TABELA 2
Testes de raiz unitária em primeira diferença

Série	Estatística do teste	Lag	Valores críticos		Rejeita H_0 : raiz unitária	
			1%	5%	1%	5%
Dickey-Fuller aumentado (ADF)						
LNCFF	-6,59	2	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNPIBPC	-4,47	4	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNINEC	-6,27	1	-4,14	-3,50	Sim	Sim
Phillips-Perron (PP)						
LNCFF	-14,01	52	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNPIBPC	-22,00	15	-4,14	-3,50	Sim	Sim
LNINEC	-6,58	11	-4,14	-3,50	Sim	Sim

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Estimação com constante.

2. As defasagens para o teste apresentado na tabela 2 foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.

Nos testes anteriores de raiz unitária, não houve a preocupação formal em considerar a possibilidade de quebras estruturais. Uma maneira de tornar os testes

mais rigorosos para verificar a estacionariedade das séries é considerar a existência de quebras estruturais a partir da análise gráfica.¹⁸

TABELA 3
Testes de raiz unitária com componentes de quebras estruturais em nível

Zivot e Andrews (1992)							
Série	Estatística do teste	Lag	Valores críticos		Data da quebra	Rejeita <i>H0</i>	
			1%	5%		1%	5%
Componente da quebra: com intercepto individual							
LNCFF	2,52	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNPIBPC	-2,75	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNINEC	-4,96	1	5,57	5,08	x	Não	Não
Componente da quebra: com tendência							
LNCFF	-1,64	1	-4,93	-4,42	x	Não	Não
LNPIBPC	-2,78	1	-4,93	-4,42	x	Não	Não
LNINEC	-4,35	1	-4,93	-4,42	x	Não	Não
Componente da quebra: com intercepto e tendência individuais							
LNCFF	2,52	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNPIBPC	-2,75	1	5,57	5,08	x	Não	Não
LNINEC	-4,96	1	5,57	5,08	x	Não	Não

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. As defasagens para o teste foram determinadas pelo critério de informação de Schwarz.

2. *H0*: raiz unitária sem quebra estrutural em nível (tabela 3).

Nesse contexto, o teste de Zivot e Andrews (1992) pressupõe que a quebra estrutural é determinada de forma endógena. No referido teste, são consideradas três tipos possíveis de quebras estruturais.¹⁹ Os resultados presentes na tabela 3 indicaram que não podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária sem quebra estrutural para as variáveis em nível.

Realizou-se análise de correlações entre as variáveis LNCFF, LNPIBPC e LNINEC. Assim, os resultados são apresentados na tabela 4, em que existem alguns pontos importantes que devem ser considerados na matriz de correlação. As variáveis especificadas na matriz são aquelas que foram julgadas importantes para efeito do poder preditivo do Inec. A partir da literatura econômica evidenciada neste estudo, atentou-se, principalmente, para a coluna do LNCFF. As variáveis LNPIBPC (0,97) e LNINEC (0,86) têm uma correlação positiva elevada com

18. A presença de quebra estrutural em uma série pode levar os testes-padrão a concluírem erroneamente pela presença de uma raiz. As séries das variáveis utilizadas no trabalho são vulneráveis a choques econômicos.

19. O que implica a utilização de três modelos em que a hipótese nula é que a série contém uma raiz unitária sem quebra estrutural e as hipóteses alternativas são possíveis versões de uma série com tendência determinística estacionária com uma mudança no intercepto, ou uma mudança na inclinação, ou em ambos.

o LNCF, o que era esperado. Neste contexto, reconhece-se que o coeficiente de correlação fornece uma primeira aproximação se as variáveis caminham em uma mesma direção.

Em termos econômicos, isso significa que o aumento da renda dos consumidores reflete positivamente no aumento dos gastos de consumo das famílias, pois um dos pressupostos básicos da teoria microeconômica é que o aumento da renda gera um aumento e/ou uma melhoria dos gastos de consumo. Por sua vez, uma melhoria no estado de confiança dos consumidores no que diz respeito à conjuntura econômica atual e às perspectivas para o futuro em relação à renda, ao emprego etc. contribuem para a expansão dos gastos de consumo.

TABELA 4
Matriz de correlação

Correlação	LNCF	LNPIBPC	LNINEC
LNCF	1,00	-	-
LNPIBPC	0,97	1,00	-
LNINEC	0,86	0,77	1,00

Elaboração dos autores.

Tradicionalmente, antes de estimar o VEC, é necessário adotar algum critério para selecionar o número de *lags* que será considerado no modelo. Para isso, foi estimado um modelo VAR, e foram utilizados os testes para escolha do número de defasagens do modelo baseado nos critérios de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). A tabela 5 mostra que os critérios de informação sugerem um VAR irrestrito com uma defasagem,²⁰ ou seja, um VEC sem defasagens.

TABELA 5
Critério de seleção do melhor modelo

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-4,50	-4,39	-4,46
1	-13,16 ¹	-12,00 ¹	-12,59 ¹
2	-12,66	-11,87	-12,36
3	-12,66	-11,52	-12,22
4	-12,46	-11,68	-12,28

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Indica a ordem selecionada por cada critério (tabela 5).

Obs.: AIC = critério de informação de Akaike (1974); SC = critério de informação de Schwarz (1978); HQ = critério de informação de Hannan e Quinn (1979).

Antes de tomar a primeira diferença das séries e estimar o VAR, segue-se com o teste de cointegração com intuito de testar a existência de uma relação de

20. Testes de diagnóstico adicionais foram realizados, a fim de inferir se a especificação proposta pelos critérios de informação realmente estava produzindo resíduos do tipo ruído branco.

longo prazo comum entre as variáveis. Além disso, deseja-se avaliar a dinâmica de curto prazo por meio do coeficiente de ajuste do VEC. Na determinação do modelo de cointegração foi considerado um modelo com constante no vetor de cointegração e tendência linear nos dados.

As estatísticas do traço e do máximo autovalor apontam para a existência de um vetor de cointegração ao nível de significância de 5%. Isso significa que as três variáveis possuem uma tendência estocástica comum, isto é, há uma relação de longo prazo entre as séries. A ideia é que, embora as variáveis possam apresentar desvios em suas trajetórias de curto prazo, em virtude de choques que eventualmente acometem a economia, uma vez dissipados os efeitos de tais choques, estas variáveis convergem para um comportamento-padrão sincronizado de longo prazo. Os resultados são expostos na tabela 6.

TABELA 6
Teste de cointegração de Johansen

Há r vetores de cointegração	Autovalor	Traço	Valor crítico (5%)	Probabilidade**	Máximo	Valor crítico (5%)	Probabilidade**
$r=0^*$	0,41	34,87	29,80	0,0120	28,52	21,13	0,0042
$r=1$	0,11	6,61	15,49	0,6228	5,89	14,26	0,6270
$r=2$	0,01	0,72	3,84	0,3956	0,72	3,84	0,3956

Elaboração dos autores.

Notas: * Denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5%.

** P -valores baseados em Mackinnon, Haug e Michelis (1999) (tabela 6).

TABELA 7
Teste de cointegração de Johansen alternativo

Há r vetores de cointegração	Autovalor	Traço	Valor crítico (5%)	Probabilidade**	Máximo	Valor crítico (5%)	Probabilidade**
Teste de cointegração de Johansen com duas defasagens							
$r=0^*$	0,46	28,55	29,80	0,5038	17,85	21,13	0,7010
$r=1$	0,11	6,70	15,49	0,6130	6,24	14,26	0,5822
$r=2$	0,01	0,45	3,84	0,5000	0,45	3,84	0,5000
Teste de cointegração de Johansen com três defasagens							
$r=0^*$	0,23	19,92	29,80	0,4286	13,28	21,13	0,4269
$r=1$	0,12	6,64	15,49	0,6203	6,53	14,26	0,5463
$r=2$	0,00	0,11	3,84	0,7427	0,11	3,84	0,7427
Teste de cointegração de Johansen com quatro defasagens							
$r=0^*$	0,37	28,71	29,80	0,0663	20,35	21,13	0,0724
$r=1$	0,10	5,36	15,49	0,7690	5,30	14,26	0,7040
$r=2$	0,00	0,07	3,84	0,7948	0,07	3,84	0,7948

Elaboração dos autores.

Notas: * Denota rejeição de H_0 com um nível de significância de 5%.

** P -valores baseados em Mackinnon, Haug e Michelis (1999) (tabela 7).

Uma vez definido o número de *lag* ótimo do modelo VAR, alterou-se o *lag* do VAR para o teste de cointegração com intuito de verificar a robustez dos dados. Os testes do traço e do máximo autovalor para duas, três e quatro defasagens são apresentados na tabela 7. De acordo com os testes do traço e do máximo autovalor, não é possível rejeitar a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O teste de Johansen mostra que não há uma equação de cointegração ao nível de significância de 5%, pois tanto a estatística do traço quanto a do máximo autovalor são inferiores aos valores críticos do teste, evidenciando a robustez dos dados.

A tabela 8 reporta as estimativas do vetor de cointegração²¹ detectado e o modelo de correção de erros. Desta forma, pela análise de cointegração, a relação de longo prazo entre as variáveis do modelo fica assim estimada:

$$LNCFE = 0,181 + 1,198 LNPIBPC - 0,227 LNINEC. \quad (2)$$

As estimativas obtidas para todos os coeficientes²² são estatisticamente significantes. Além disso, a elasticidade-renda²³ de longo prazo do CFF é 1,198, o que significa dizer que uma elevação de 1% na renda *per capita* gerará um aumento de 1,198% no CFF. Já a elasticidade-Inec²⁴ de longo prazo do CFF apresenta valor de -0,227, indicando que temos uma relação inversa entre as variáveis, ou seja, uma melhoria no estado de confiança dos consumidores no que diz respeito às condições econômicas do país reflete negativamente na ampliação dos gastos de consumo. O fato de as elasticidades de longo prazo do CFF serem diferentes de 1 significa que os ajustes rumo ao equilíbrio não ocorrem integralmente no curto prazo, necessitando de um determinado período para alcançar este equilíbrio.

A análise de exogeneidade (causalidade no sentido de Granger) dentro do contexto do modelo de correção de erros também é alvo do trabalho. O objetivo é examinar como se corrigem eventuais erros de equilíbrio de longo prazo. Em outras palavras, dada a relação de longo prazo existente entre as variáveis, o intuito é verificar qual variável se ajusta (dado um choque no sistema) para garantir o equilíbrio de longo prazo já detectado. Os resultados estão na parte inferior da tabela 8. Nota-se que os coeficientes do LNPIBPC (teste $t = 3,83$) e LNINEC

21. No longo prazo, $LNCFE(-1) = LNCFE$; $LNPIBPC(-1) = LNPIBPC$; $LNINEC(-1) = LNINEC$.

22. Tabela 8.

23. O sinal está de acordo com o esperado pela teoria do consumidor tanto em nível microeconômico quanto em nível macroeconômico, uma relação direta entre o aumento da renda e os gastos de consumo. Para mais detalhes, ver Pyndyck e Rubinfeld (1994), Varian (1997), Vasconcelos e Oliveira (2000) e Blanchard (2002).

24. Contrariando o sinal esperado, ou seja, esperava-se uma relação direta entre os gastos de consumo e expectativas dos consumidores, de modo que uma melhoria nas expectativas dos consumidores refletisse positivamente na ampliação dos gastos de consumo. Uma possível explicação para esse fato reside na precaução dos consumidores, evitando o endividamento excessivo ou o comprometimento de sua poupança.

(teste $t = -3,60$) foram estatisticamente significativos a 5%, ao passo que o coeficiente de ajuste do LNCFF não possui significância estatística (teste $t = 0,75$).²⁵ Isso significa que o LNPIBPC e o LNINEC são as variáveis responsáveis pelos ajustes que devem ocorrer no curto prazo, dada a incidência de algum choque; uma vez dissipado o efeito dos choques de curto prazo, as variáveis seguem em direção ao equilíbrio de longo prazo.

Em termos econométricos, o LNCFF não responde às discrepâncias em relação ao equilíbrio no longo prazo. Portanto, essa variável é caracterizada como exogenamente fraca. Em termos de causalidade, enquanto o LNINEC não Granger-cause o LNCFF, o contrário pode ser observado, isto é, LNCFF Granger-cause o LNINEC ao nível de significância de 5%, mostrando que o aumento dos gastos de consumo influencia positivamente na melhoria do estado de confiança dos consumidores. Esse resultado contraria o primeiro pressuposto da teoria popular de Fuhrer (1993), segundo o qual as expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações na atividade econômica.

Além disso, o LNCFF Granger-cause unidirecionalmente o LNPIBPC ao nível de significância de 5%, demonstrando que a expansão dos gastos de consumo contribui para a geração da riqueza econômica *per capita*, expressa pelo LNPIBPC. Por fim, não existe relação de causalidade entre o LNPIBPC e o LNINEC.

TABELA 8
Vetor de cointegração e modelo de correção de erros

Vetor de cointegração		CointEq1		
LNCFF(-1)		1,000		
LNPIBPC(-1)		-1,198 (0,023) [-52,087]		
LNINEC(-1)		0,227 (0,048) [4,697]		
C		-0,181		
Modelo de correção de erros		D(LNCFF)	D(LNPIBPC)	D(LNINEC)
CointEq1		0,068 (0,090) [0,749]	0,771 (0,201) [3,829]	-0,927 (0,257) [-3,601]
C		0,027 (0,005) [5,852]	0,019 (0,010) [1,972]	-0,031 (0,013) [-2,445]

Elaboração dos autores.

Obs: Desvio-padrão entre parênteses e estatística t entre colchetes (tabela 8).

25. Sob a condição que há uma relação de cointegração, o teste de razão de verossimilhança aceita a hipótese nula que a variável LNCFF seja fracamente exógena no longo prazo.

Os resultados do teste de causalidade bivariada são reportados na tabela 9. As mesmas relações de causalidade dentro do modelo de correção de erros apresentadas da tabela 8 foram encontradas, ou seja, o LNCFF causa unidirecionalmente o LNINEC e o LNPIBPC, respectivamente, e não há relação de causalidade ente o LNPIBPC e o LNINEC, a 5% de margem de erro, corroborando com os resultados anteriores.

TABELA 9
Teste de causalidade bivariada Granger (1969)

Hipótese nula	Observações	Estadística F	Probabilidade
LNINEC não Granger-causa LNCFF	54	130,15 530,45	0,2856 0,0032
LNPIBPC não Granger-causa LNCFF	54	0,45 529,06	0,7175 0,0033
LNPIBPC não Granger-causa LNINEC	54	279,67 146,76	0,0609 0,2361

Elaboração dos autores.

Segundo Hendry e Juselius (2000), quando há relações de cointegração nas séries das variáveis consideradas, há impactos dos termos de perturbações estocásticas (os desvios de curto prazo) sobre as relações das variáveis cointegradas no longo prazo nos modelos VEC.

TABELA 10
Teste de estabilidade do modelo

Raízes	Módulos
1,000000	1,000000
1,000000	1,000000
-0.616621	0,616621
0,285837 – 0,359960i	0,459645
0,285837 + 0,359960i	0,459645
-0.035786	0,035786

Elaboração dos autores.

Nesse contexto, foi realizado um teste de estabilidade – teste das raízes inversas do polinômio característico do sistema VAR.²⁶ O resultado do teste de estabilidade assegura a presença das raízes entre 0 e 1, como revela a tabela 10, o que indica que o sistema é estável.

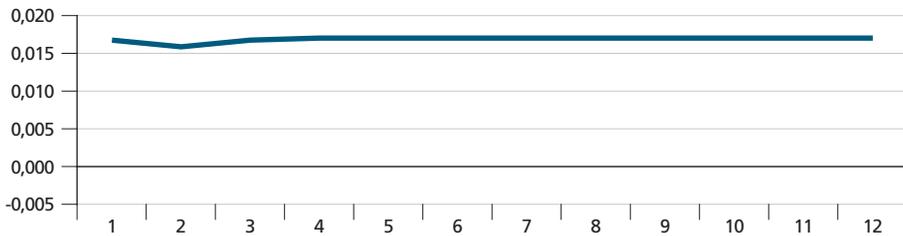
26. Se todas as raízes do polinômio caírem dentro do círculo unitário, o sistema deverá ser estável, o que significa que todas as raízes devem ter módulos iguais ou menores que 1; se algumas raízes ficarem fora do círculo, então o sistema é instável com comportamento explosivo; e se uma raiz ficar sobre o círculo unitário, então o sistema é não estacionário, podendo ter trajetória de tendência estocástica ou passeio aleatório (Lutkepohl, 2005).

O próximo passo consiste em analisar o comportamento da FIR visando visualizar a resposta de uma variável particular para choques de variáveis do sistema. Se duas variáveis são correlacionadas com o tempo e há uma relação estável entre eles, é esperado que um choque em uma variável espalhe-se sobre a outra variável. Este choque é chamado de inovação ou impulso. O gráfico 2 ilustra os coeficientes do VEC e mostra o comportamento da variável explicativa LNCFF, quando existe um impulso, em uma das outras variáveis do sistema para um período de doze trimestres. O impulso ou a inovação leva o tamanho de dois desvios-padrão²⁷ (± 2 DP) de cada variável.

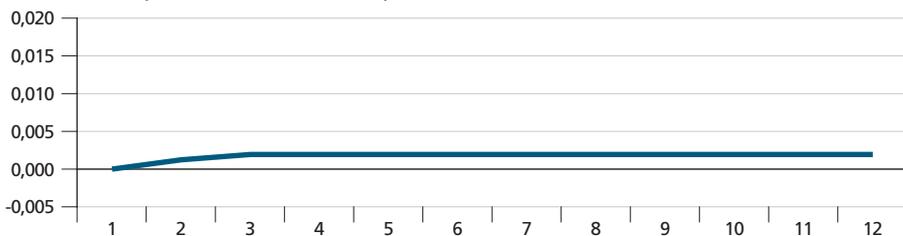
GRÁFICO 2

FIR

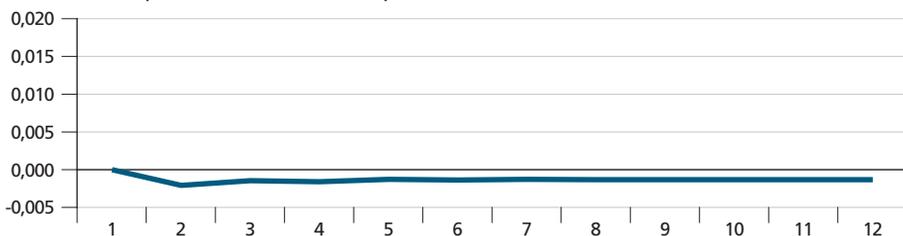
2A – Resposta do LNCFF a um choque no LNCFF



2B – Resposta do LNCFF a um choque no LNINEC



2C – Resposta do LNCFF a um choque no LNPIBPC



Elaboração dos autores.

Obs: Intervalo de confiança de 95% (gráfico 2).

27. Decomposição de Cholesky (*response to Cholesky one s. d. innovations*). Para mais detalhes, ver Enders (1995, p. 327-330).

No gráfico 2A, a resposta da mudança do LNCFE para inovações em si tem um efeito positivo que não é eliminado nos próximos doze trimestres. Uma possível explicação para isso é que o consumo segue uma espécie de processo autorregressivo, segundo o qual uma mudança atual no LNCFE tem uma maior influência sobre o LNCFE futuro.

Uma perturbação no desvio-padrão original do LNINEC, no primeiro trimestre, não produz nenhum impacto sobre o LNCFE. A partir de então tem um impacto positivo que não é exaurido nos doze trimestres seguintes. Isso significa que uma melhoria no estado de confiança dos consumidores, no que diz respeito a condições econômicas do país, não tende a impactar o consumo no curtíssimo prazo,²⁸ mas apresenta efeitos positivos no curto e no longo prazos, ou seja, ao vislumbrar uma conjuntura econômica favorável no futuro, os consumidores tendem a ampliar os seus gastos de consumo em virtude de suas melhores condições financeiras (gráfico 2B).

O impacto de uma elevação do LNPIBPC no LNCFE mostrou-se irrelevante. O gráfico 2C denota que um aumento da renda dos consumidores no primeiro trimestre não tende a impactar o consumo. Posteriormente, apresenta efeitos negativos que tendem a perdurar mais de doze trimestres, ou seja, há uma relação inversa entre o aumento da renda e os gastos de consumo, contrariando o esperado.²⁹ Existem várias explicações para tais fenômenos, entre elas as duas mais fortes são de que trata-se de bens inferiores, bens cuja demanda diminui sempre que a renda da população aumenta *ceteris paribus*; e que, como os testes de causalidade entre o LNPIBPC e o LNCFE indicaram que não há precedência temporal da renda em relação aos gastos de consumo, e sim na direção inversa, os efeitos dos choques destoaram-se.

Por fim, resta acrescentar que, em respostas aos impulsos (choques), as séries das variáveis podem entrar em equilíbrio de longo prazo em um novo patamar, acima ou abaixo da posição de equilíbrio de curto prazo.

Outra importante ferramenta para verificar o comportamento de choques é verificar a decomposição da variância. A decomposição da variância dos erros de previsão é uma ferramenta útil por mostrar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis em consideração a n períodos à frente.

28. Primeiro trimestre.

29. Esperava-se que houvesse uma relação direta entre o aumento da renda e os gastos de consumo, ou seja, o aumento da renda ocasionasse o aumento dos gastos do consumo.

TABELA 11
Decomposição da variância do LNCFF

Período	Erro-padrão (SE)	Ordenação de Cholesky		
		LNCFF	LNPIBPC	LNINEC
1	0,02	100,00	0,00	0,00
2	0,02	98,99	0,76	0,25
3	0,03	98,61	0,78	0,60
4	0,03	98,41	0,81	0,78
5	0,04	98,37	0,75	0,87
6	0,04	98,35	0,73	0,91
7	0,05	98,35	0,71	0,94
8	0,05	98,34	0,70	0,96
9	0,05	98,33	0,69	0,98
10	0,05	98,32	0,69	0,99
11	0,06	98,32	0,68	1,00
12	0,06	98,32	0,67	1,01

Elaboração dos autores.

Grande parte da variância é explicada pela própria variável explicada. Os resultados estimados são apresentados na tabela 11, para um período de doze trimestres. As perturbações provenientes do próprio LNCFF contribuem com 98,32% da variância ao final do 12^o trimestre. Esses resultados indicam que as mudanças atuais no CFF muito influenciam a evolução futura do LNCFFF, sendo o restante (1,68%) associado com a variabilidade apresentada pelas outras variáveis.

O LNINEC prevalece sobre a renda (LNPIBPC: 0,67%), determinante tradicional do LNCFF. Ele é responsável por 1,01% da variância no LNCFF para um período de doze trimestres. Esta variável capta a percepção dos consumidores quanto às condições conjunturais da economia, tais como inflação, desemprego, situação financeira, endividamento, renda, e compra de bens duráveis. A importância desta variável pode ser confirmada pela proporção relativamente superior ao indicador de renda na mensuração da variabilidade do LNCFF.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi avaliar a capacidade preditiva do INEC em antecipar a evolução futura dos gastos de consumo, auxiliando, assim, na antecipação de possíveis impactos desse fenômeno sobre a demanda agregada. Nossa análise enfatizou o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2001 e o terceiro trimestre de 2014. A metodologia econométrica utilizada envolve técnicas

de cointegração, tal como descrito por Johansen (1988), e modelo VAR e correção de erros (Johansen e Juselius, 1990).

Este estudo vislumbrou um esforço para demonstrar que as expectativas ou o sentimento dos consumidores tendem, portanto, a ser um indicador de antecedência de grande importância sobre as variações na demanda agregada da economia, da qual o consumo é o principal componente, e, por conseguinte, do nível da atividade econômica, utilizando-se como referencial a teoria popular sobre o papel da confiança dos consumidores, de Fuhrer (1993).

As principais limitações da metodologia VAR e correção de erro são que cada modelo VAR é simplesmente uma “forma reduzida”.³⁰ Uma segunda limitação refere-se ao elevado número de parâmetros dos modelos VAR, como reflexo do tamanho da amostra requerida para que se obtenha uma estimação confiável. Outra limitação ao estudo refere-se à base de dados utilizada. Foram utilizados os dados trimestrais,³¹ as pequenas amostras³² e a falta de dados desagregados por regiões, para que se pudesse realizar uma análise destas regiões. Contudo, diante de todas as limitações, os resultados encontrados foram satisfatórios e atenderam aos objetivos deste artigo.

Identificou-se, por meio dos testes de Dickey e Fuller (1979) e Phillips e Perron (1989), que todas as variáveis com intercepto e tendências individuais são estacionárias em primeira diferença; portanto, integradas de mesma ordem, ou seja, $I(1)$. Posteriormente, por meio da matriz de correlação, comprovou-se a hipótese central de que existe uma forte correlação positiva ao longo do tempo entre as evoluções do Inec e os gastos de consumo. Em termos econômicos, isso significa que o aumento da renda dos consumidores reflete positivamente no aumento dos gastos de consumo das famílias.

Por meio do teste de cointegração de Johansen (1988) comprovou-se a existência de um vetor de cointegração, indicando que as variáveis LNCFE, LNPIBPC e LNINEC possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. A ideia é que, embora as variáveis possam apresentar desvios em suas trajetórias de curto prazo, em virtude de choques que eventualmente acometem a economia, uma vez dissipados os efeitos de tais choques, estas variáveis convergem para um comportamento-padrão sincronizado de longo prazo.

Um dos objetivos específicos deste artigo consistiu em verificar o sentido da causalidade, no sentido de Granger, entre o LNCFE e o LNINEC. Os resultados do teste evidenciaram a existência de causalidade unidirecional (LNCFE \rightarrow LNINEC),

30. Ou seja, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis (chamado de formas estruturais).

31. Havia limitações acerca da disponibilidade dos dados mensais.

32. Em decorrência de alterações metodológicas dos indicadores para o período anterior a 2001.

ou seja, o LNCFF causa o LNINEC, refutando o primeiro pressuposto da teoria popular de Fuhrer (1993), segundo o qual as expectativas dos consumidores causam, de forma independente, flutuações na atividade econômica.

Os resultados também evidenciaram, por meio da FIR, que o LNCFF reage de forma positiva a um choque no LNINEC, corroborando a importância da utilização dos indicadores de confiança dos consumidores, mais precisamente o Inec, juntamente às variáveis macroeconômicas, em explicar a evolução futura dos gastos do consumo.

Além disso, as decomposições das variâncias indicam que a variável LNCFF defasado explica a maior parte das flutuações de curto e longo prazos nela mesma, valendo a pena, ainda, destacar a importância relativamente superior do LNINEC sobre o indicador tradicional de renda (LNPIBPC) no estudo da decomposição da variância da variável explicativa no LNCFF.

Os resultados ratificaram a importância da utilização dos indicadores de confiança dos consumidores, mais precisamente o Inec, juntamente às variáveis macroeconômicas, em explicar a evolução futura dos gastos do consumo. A partir daí se torna evidente o acompanhamento do índice para o Brasil, suas regiões, e mesmo em cada estado do território nacional. Neste sentido, sugere-se a utilização dos trabalhos de Fuhrer (1993), Carroll, Fuhrer e Wilcox (1994), Bentes (2006), McIntyre (2007), Qiao, McAleer e Wong (2009), Hollanders e Vliegenthart (2011), Bruno (2014), Dees e Brinca (2013), Paradiso, Kumar e Lucchetta (2014), Kilic e Cankaya (2015) como uma espécie de literatura complementar, com o intuito de lidar com as limitações impostas pelo estudo realizado.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; SCOTT, A. Consumer confidence and rational expectations: are agents beliefs consistent with the theory? **The Economic Journal**, v. 104, n. 422, p. 1-19, 1994. Disponível em: <<http://goo.gl/WDakLl>>.
- ADAMS, F. G.; GREEN, E. W. Explaining and predicting aggregative consumer attitudes. **International Economic Review**, v. 6, n. 3, p. 275-293, 1965. Disponível em: <<http://goo.gl/NVAgr0>>.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. AC-19, n. 6, p. 716-723, 1974. Disponível em: <<http://goo.gl/ySb2Vt>>.
- AL-EYD, A.; BARRELL, R.; DAVIS, E. P. Consumer confidence indices and short-term forecasting of consumption. **IFC Bulletin**, v. 77, n. 1, p. 96-111, 2009.

ARMSTRONG, J.; MORWITZ, V.; KUMAR, V. Sales forecasts for existing consumer products and services: do purchase intentions contribute to accuracy? **International Journal of Forecasting**, v. 16, n. 3, p. 383-397, 2000. Disponível em: <<http://goo.gl/X6yi2R>>.

BENTES, F. G. M. **O poder preditivo do índice de confiança do consumidor no Brasil**: uma análise através de vetores autorregressivos. 2006. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Economia) – Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, Rio de Janeiro, 2006. Disponível em: <<http://goo.gl/CgW82p>>.

BERG, L.; BERGSTROM, R. **Consumer confidence and consumption in Sweden**. Uppsala: Uppsala University, 1996. (Working Paper, n. 7).

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 2. ed. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2002.

BOVI, M. Economic versus psychological forecasting: evidence from consumer confidence surveys. **Journal of Economic Psychology**, v. 30, n. 4, p. 563-574, 2009.

BRAM J.; LUDVIGSON, S. C. 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.

BRUNO, G. Consumer confidence and consumption forecast: a non-parametric approach. **Empírica**, v. 41, n. 1, p. 37-52, 2014. Disponível em: <<http://goo.gl/CkmHb6>>.

CAMPBELL, J.; SHILLER, R. Cointegration and of present value models. **Journal of Political Economy**, v. 95, n. 5, p. 1062-1088, 1987. Disponível em: <<http://goo.gl/hseRBG>>.

CARROLL, C. D.; FUHRER, J. C.; WILCOX, D. W. Does consumer sentiment forecast household spending? **American Economic Review**, n. 84, n. 5, p. 1397-1408, 1994. Disponível: <<http://goo.gl/zFQUQs>>.

CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D. **New directions in econometric practice general to specific modelling, cointegration and vector autoregression**. 2. ed. Cheltenham: Edward Elgar Publishier, 1997.

CLEMENTE, J.; MONTANES, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, v. 59, n. 2, p. 175-182, 1998.

CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Índice Nacional de Expectativas do Consumidor**: nota metodológica. Brasília: CNI, 2001.

_____. **Índice Nacional de Expectativas do Consumidor**: série histórica. Brasília: CNI, 2015.

CONFERENCE BOARD. **Consumer Confidence Survey**. New York: Conference Board, 2014. Disponível em: <<http://goo.gl/7SfGwX>>.

CONFIDENCE index plunges. **The New York Times**, 16 Nov. 1990.

DEES, S.; BRINCA, P. S. Consumer confidence as a predictor of consumption spending: evidence for the United States and the Euro area. **International Economics**, v. 134, p. 1-14, 2013.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, issue 366, p. 427-431, 1979.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. D. H.; GRANGER, W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FECOMÉRCIO-RJ – FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DO RIO DE JANEIRO. **Índice de Expectativa do Consumidor**: nota metodológica. Rio de Janeiro: Fecomércio-RJ, 2000.

FECOMÉRCIO-SP – FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DE SÃO PAULO. **Índice de Confiança do Consumidor**: notas metodológicas. São Paulo: Fecomércio-SP, 2011a.

_____. **Índice de Confiança do Empresário**: notas metodológicas. São Paulo: Fecomércio-SP, 2011b.

FGV – FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS. **Sondagem das Expectativas do Consumidor**: notas metodológicas. Brasília: FGV, 2011.

FILDES, R. Quantitative forecasting-the state of the art: econometric models. **The Journal of the Operational Research Society**, v. 36, n. 7, p. 549-580, 1985.

FUHRER, J. What role does consumer sentiment play in the U.S. macroeconomy? **New England Economic Review**, v. 35, n. 33, p. 32-44, 1993.

GARRETT, T. A.; HERNÁNDEZ-MURILLO, R.; OWYANG, M. Does consumer sentiment predict regional consumption? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 87, n. 2, part 1, p. 123-135, 2005.

GELPER, S.; LEMMENS, A.; CROUX, C. Consumer sentiment and consumer spending: decomposing the granger causal relationship in the time domain. **Applied Economics**, v. 39, n. 1, 2007.

GOH, L. K. **Does consumer confidence forecast consumption expenditure in New Zealand?** New Zealand: The Treasury, 2003. (Treasury Working Paper, n. 03/22). Disponível em: <<http://goo.gl/NLB6Kk>>.

GRANGER, C. W. J. Investigation causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

GREENHOUSE, S. Consumer confidence plummets: senators implore Greenspan to Act. **The New York Times**, 26 Feb. 1992.

GUJARATI, N. D. **Econometria básica**. 5. ed. São Paulo: Makron Books, 2011.

HALL, B.; WILCOX, J. **Consumer sentiment: causes and effects**. Harvard; Berkeley: Harvard University; University of California, 1992.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an auto regression. **Journal of the Royal Statistic Society**, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.

HENDRY, D. F.; JUSELIUS, K. Explaining cointegration analysis. **Energy Journal**, v. 21, n. 1, p. 1-42, 2000.

HOLLANDERS, D. A.; Vliegenthart, R. The influence of negative newspaper coverage on consumer confidence: the Dutch case. **Journal of Economic Psychology**, v. 32, n. 3, p. 367-373, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009**. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

_____. **Consumo final das famílias: série histórica**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015a.

_____. **Produto interno bruto: série histórica**. Rio de Janeiro: IBGE, 2015b.

JOHANSEN, S. Statistical analysis in cointegrated vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-219, 1990.

KILIC, E.; CANKAYA, S. **Consumer confidence and economic activity: a factor augmented VAR approach**. Istanbul: SSRN, 2015. Disponível em: <<http://goo.gl/zwKcFg>>.

LITTELMAN, R. **Techniques of forecasting using vector auto regression**. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1979. (Working Paper, n. 15).

LUCAS JR., R. E. Econometric policy evaluation: a critique. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 1, n. 1, p. 19-46, 1976.

LUTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2005.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, LEO. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, n. 14, p. 563-577, 1999.

MATSUSAKA, J. G.; SBORDONE, A. M. Consumer confidence and economic fluctuations. **Economic Inquiry**, v. 2, n. 33, p. 296-318, 1995.

MCINTYRE, K. H. Reconciling consumer confidence and permanent income consumption. **Eastern Economic Journal**, v. 33, n. 2, p. 257-275, 2007.

MEHRA, Y. P., MARTIN, E. W. Why does consumer sentiment predict household spending? **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly**, v. 4, n. 89, p. 51-67, 2003. Disponível em: <<https://goo.gl/gA1j7n>>.

MISHKIN, F. S. Consumer sentiment and spending on durable goods. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, p. 217-232, 1978. Disponível em: <<http://goo.gl/27c0Tt>>.

MUELLER, E. Ten years of consumer attitude surveys: their forecasting record. **Journal of the American Statistical Association**, v. 58, n. 304, p. 899-917, 1963.

NAHUIS N.; JANSEN, W. Which survey indicators are useful for monitoring consumption? Evidence from European countries. **Journal of Forecasting**, v. 23, n. 2, p. 89-98, 2004. Disponível em: <<http://goo.gl/1jhILY>>.

PARADISO, A.; KUMAR, S.; LUCCHETTA, M. Investigating the US consumer credit determinants using linear and non-linear cointegration techniques. **Economic Modelling**, v. 42, p. 20-28, 2014.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

_____. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

PERRON, P.; VOGELSANG, T. J. Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 301-320, 1992.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regressions. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PYNDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1994.

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

ROOS, M. W. Willingness to consume and ability to consume. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 66, n. 2, p. 387-402, 2008.

SCHWARTZ, G. Estimating the dimension of a model. **The Annals of Statistics**, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.
- UNIVERSITY OF MICHIGAN. **Surveys of consumer**: survey information. Michigan: The University of Michigan, 1979. Disponível em: <<http://goo.gl/eFJbF>>.
- VARIAN, R. **Microeconomia**: princípios básicos. 2. ed. Tradução de Luciane Meio. Rio de Janeiro: Campus, 1997.
- VASCONCELOS, M. A. S.; OLIVEIRA, R. G. **Manual de microeconomia**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2000.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, K. Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

- ADAMS, F. G. Consumer attitudes, buying plans, and purchases of durable goods: a principal components. **The Review of Economics and Statistics**, v. 46, n. 4, p. 347-355, 1964. Disponível em: <<http://goo.gl/XhCXtS>>.
- CNI – CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Índice de Confiança do Empresário**: notas metodológicas. Brasília: CNI, 2011.
- GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 4th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.
- HAMILTON, J. D. A. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- IHS – INSTITUTE FOR HOUSING AND URBAN DEVELOPMENT STUDIES. **Eviews User's Guide**: Quantitative Micro Software. Rotterdam: IHS, 2002.
- IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Índice de Expectativas das Famílias**: notas metodológicas. Brasília: Ipea, 2011.
- _____. **Consumo final das Famílias**. Brasília: Ipea, 2015a.
- _____. **Contagem populacional**. Brasília: Ipea, 2015b.
- _____. **Produto interno bruto**. Brasília: Ipea, 2015c.
- KENNEDY, P. **A guide to econometrics**. 3rd ed. London: The MIT Press, 1993.