

O Dilema da Persistência da Inflação de Serviços: Uma Análise do Caso Brasileiro

Gustavo Mapeli Borges^a

Cleomar Gomes da Silva^b

Resumo

Este artigo faz uma análise do dilema da persistência da inflação de serviços no Brasil (services inflation persistence puzzle), para o período entre agosto de 1999 e dezembro de 2014. Para efeito de comparação, cálculos também são feitos para a inflação de bens e para o IPCA agregado. Para cumprir tal objetivo, são utilizados testes para a verificação de quebras estruturais e modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA), além de testes convencionais de raiz unitária. Os resultados mostram que, em princípio, a persistência na inflação de serviços é maior que a encontrada no IPCA agregado e nos preços de bens. No entanto, após o tratamento das quebras estruturais, a inflação de serviços se mostra antipersistente e estacionária, indicando a existência do “services inflation persistence puzzle” para o caso brasileiro.

Palavras-Chave: Inflação de Serviços, Dilema da Persistência Inflacionária, Modelos ARFIMA

JEL: C22, E31

Abstract

This article analyzes the services inflation persistence puzzle in Brazil, for the period between August of 1999 and December of 2014. As a benchmark, we also analyze the Brazilian Consumer Inflation (IPCA) as well as goods inflation. In order to do so, we make use of structural break tests and Autoregressive Fractional Integration (ARFIMA) Models, in addition to conventional unit root tests. The results show that, initially, services inflation persistence is higher than that found in goods inflation and IPCA. However, after structural breaks are accounted for, services inflation seems to be anti-persistent and stationary, indicating the existence of the services inflation persistence puzzle in Brazil.

Key Words: Services Inflation, Inflation Persistence Puzzle, ARFIMA Models

JEL: C22, E31

43º Encontro Nacional de Economia (ANPEC)
Costão do Santinho, Florianópolis, 8-11 de dezembro de 2015
Área 4 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

^a Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU).

E-mail: gustavomapeli@gmail.com.

^b Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU) & CNPQ Associate Researcher.

E-mail: cleomargomes@ie.ufu.br. The author thanks CNPQ and FAPEMIG for financial support.

Introdução

O fenômeno da persistência nas taxas de inflação está, em linhas gerais, conectado à manifestação de uma memória inflacionária na variação de preços corrente. Em outras palavras, é a influência da variação de preços passada na inflação presente, gerando um comportamento inercial de ajuste de preços na economia. Do ponto de vista matemático, esta persistência se manifesta como uma correlação serial positiva na inflação. Razões são várias para que este fenômeno exista, sendo uma das principais o processo de indexação de preços da economia. A perda de credibilidade na condução da política monetária também influencia a decisão dos agentes econômicos, podendo levar ao comportamento inercial da inflação.

O fenômeno da persistência da inflação é algo relativamente comum em todas as economias do mundo, e não é diferente para o caso brasileiro. Muito embora o país tenha conseguido descer do patamar hiperinflacionário para níveis mais razoáveis de taxas de inflação a partir de 1994 com o Plano Real, observa-se até os dias atuais uma alta indexação de preços na economia, o que acaba por influenciar o mecanismo de decisão de preços dos agentes econômicos.

Mais especificamente, se observa a indexação e, assim, sinais de uma possível inércia inflacionária, em itens como o aluguel e o salário mínimo, além de outros preços relacionados a itens do setor de serviços. Além disso, quando observamos os dados referentes à inflação acumulada em 12 meses para o Brasil nos últimos anos, enxerga-se a inflação de serviços avançando a taxas superiores à inflação agregada e à inflação de bens e de forma, ao menos visualmente, resiliente.

No entanto, diversos trabalhos na literatura internacional têm mostrado que a inflação de serviços, em especial daqueles itens intensivos em mão de obra e que, logo, não estão sujeitos à competição internacional, se mostra menos persistente do que a inflação de bens em determinados países. Por ser um fato contra intuitivo, uma vez que seria natural assumir que a suposta ausência de concorrência internacional levaria a inflação de serviços a ter uma persistência maior do que a de bens, se acabou por caracterizar o problema como o que pode ser chamado de dilema da persistência na inflação de serviços, ou “services inflation persistence puzzle”.

Partindo deste ponto, este artigo tem o objetivo de analisar a persistência inflacionária dos itens de serviços contidos no Índice de Preços ao Consumidor (IPCA), fazendo-se comparações com a inflação da cesta de bens que compõe o IPCA e com o próprio IPCA. O intuito é verificar se o dilema da persistência inflacionária de serviços pode ser observado no Brasil, ou seja, se a inflação de serviços no país demonstra ser mais persistente do que a inflação de bens. O recorte temporal da análise vai de agosto de 1999 a dezembro de 2014, sendo utilizados testes de raiz unitária convencionais e com quebras estruturais, além de Modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA). A importância de entender esse processo se dá justamente pela necessidade de se tirar lições que embasem políticas públicas direcionadas no sentido de atenuar esta dinâmica.

Os resultados mostram que, em princípio, pode-se dizer que a persistência na inflação de serviços é de grau maior do que a encontrada no IPCA agregado e nos preços de bens, possuindo características de não estacionariedade e lenta reversão à média, não se verificando o “puzzle” acima mencionado. No entanto, após o tratamento das quebras estruturais, a inflação de serviços se mostra antipersistente e estacionária, ao passo que a inflação de bens continua com memória longa. Isso é claro indicativo da existência do “services inflation persistence puzzle” para o caso brasileiro.

O restante do artigo está organizado da seguinte maneira. A seção 2 faz uma breve revisão da literatura. A seção 3 trata da conjuntura econômica referente à inflação de serviços. A seção 4 trata da metodologia econométrica relativa aos modelos ARFIMA e modelos com quebra estrutural. A seção 5 descreve os dados utilizados no artigo. A seção 6 apresenta os resultados dos modelos ARFIMA e dos modelos com quebra estrutural. A última seção faz a conclusão do trabalho.

2. Uma Breve Revisão da Literatura

Baumol (1967) cunhou o termo "doença de custos", também conhecido por "Efeito Baumol", segundo o qual há uma tendência de os custos em alguns setores, principalmente serviços pessoais, aumentarem desproporcionalmente devido à estagnação do crescimento da produtividade nestes setores. Este aumento dos preços dos serviços, superior aos preços dos bens, ocorreria devido aos limites inerentes ao crescimento da produtividade no setor de serviços. O autor argumenta que melhorias tecnológicas no setor manufatureiro da economia podem ser significativas ao longo do tempo, por conta de economias de escala, divisão do trabalho, etc. Isso faz com que cresça a produtividade no setor, com impactos de ganhos de salário real, sem a necessidade de aumentos de preços.

Por outro lado, o setor de serviços é muito intensivo em trabalho, sem que haja muito espaço para crescimento de produtividade. Considerando, por hipótese, a produtividade como único fator determinante dos níveis salariais, os salários na manufatura devem aumentar ao longo do tempo, enquanto os salários no setor de serviços devem permanecer estagnados. Essa desigualdade só é possível considerando-se uma força de trabalho sem mobilidade. Quando há livre mobilidade entre os setores, aquele com salários mais elevados atrai trabalhadores. Sendo assim, a única forma de evitar fuga de mão de obra no setor de serviços é promover altas salariais para seus trabalhadores.

Se a tese de Baumol estiver correta, a maioria dos aumentos salariais na indústria de serviços é causada por elevações similares no setor manufatureiro. Mas a diferença importante é que os salários no setor de serviços poderiam estar crescendo sem que haja crescimento correspondente no setor de manufaturas. E isso seria o causador do maior impacto inflacionário no setor, como apontado por Prud'Homme & Kostenbauer (1997).

Prud'Homme & Kostenbauer (1997) analisam o índice de preços ao consumidor canadense, com foco na inflação de serviços. Os autores elencam algumas explicações para o fenômeno do rápido crescimento dos preços dos serviços: problemas de mensuração decorrentes da dificuldade de se medir corretamente a produção de serviços e, conseqüentemente, as alterações de preços no setor; continuada prosperidade econômica, com pressão de alta adicional sobre a demanda por serviços e conseqüente elevação de preços; tal como originalmente sugerido por Baumol (1967), crescimento desequilibrado entre os setores de bens e de serviços, causando diferenças de aumento de produtividade e, portanto, elevação da taxa de inflação de serviços; característica "não-comercializável" da maioria dos itens classificados como serviços, tornando-os isolados da concorrência internacional. Apesar da atratividade do modelo de Baumol, a evidência empírica encontrada pelos autores rejeitou tal hipótese.

Rappoport (1987) analisa possíveis razões para a elevada elevação dos preços dos serviços nos EUA, de 1949 a 1985. A conclusão é que a principal fonte de diferenças parece ser o crescimento da demanda por serviços, contra uma baixa mobilidade do trabalho entre os dois setores. O autor argumenta que dados históricos agregados são consistentes com a visão de que o crescimento da demanda por serviços tem suplantado o crescimento da oferta disponível de trabalho disponível, aumentando salários e pressionando preços no setor.

Kroch (1991) mostra que, entre 1949 e 1991, a inflação anual de serviços nos EUA ultrapassou a inflação de bens de forma consistente, com exceção apenas de três anos. Com base nesta constatação, o autor argumenta que seria possível procurar razões para o fenômeno supracitado, tais como pressões de demanda ou menor crescimento da produtividade no setor. No entanto, a investigação centra-se no viés de alta na mensuração dos preços dos serviços como fator influente da inflação elevada do setor. A conclusão é que, no período analisado, pode-se perceber problemas de medidas em três categorias importantes do preço de serviços: educação, habitação e serviços médicos. Assim, estas observações sugerem que a inflação de serviços nos EUA pode ser significativamente menor do que os valores divulgados e, assim, bem mais próxima da inflação de bens.

Julius & Butler (1998) examinam o comportamento do setor de serviços do Reino Unido entre 1970 e 1997, considerando-se as questões relativas ao produto e à inflação. Uma das perguntas dos

autores é relativa à sensibilidade do setor de serviços à condução da política monetária, merecendo total atenção das autoridades econômicas com vistas a combater a inflação inerente ao setor.

Peach et al (2004) analisam a relação entre os núcleos de inflação de bens e de serviços para o período entre 1967 e 2002 nos EUA. A conclusão é que, embora possa haver mudanças permanentes nos níveis dos dois tipos de inflação, há evidências de que ambos tendem a um movimento conjunto no longo prazo, mostrando que o hiato entre os dois tipos de inflação é estável. Os cálculos também antecipam a redução do hiato entre a taxa de inflação de bens, que se eleva, e a inflação de serviços, que decresce.

Gagnon et al. (2004) analisam os dados do Canadá, Estados Unidos, Zona do Euro, Reino Unido e Japão, para o período 1962-2001, e confirmam um padrão generalizado em economias mais industrializadas: um maior aumento dos preços de serviços, se comparados com os preços dos bens. Em grande medida, esta diferença é explicada pelo mais rápido ritmo de crescimento da produtividade no setor de bens, mas também está relacionada com mercados cada vez mais abertos para bens comercializáveis e para uma crescente demanda por serviços.

Esteve et al. (2006) modelam a relação de longo prazo entre as taxas de inflação de bens e de serviços para os Estados Unidos, durante o período 1968:1-2003:3. Com o uso de técnicas de cointegração, os resultados mostram uma relação de longo prazo entre os preços de bens e de serviços somente quando a divergência entre ambos ultrapassa determinado limite.

Schettkat & Yocarini (2006) dão uma visão geral sobre a literatura relacionada ao crescimento da importância do setor de serviços nos últimos tempos. Para os autores, existem três dimensões da mudança estrutural: as diferenças de produtividade inter-indústria, a divisão inter-indústria de mão de obra (terceirização), e mudanças na demanda final. Conclui-se que a terceira dimensão ganhou importância nas últimas décadas, embora o crescimento do diferencial de produtividade também tenha contribuído para o aumento do emprego no setor de serviços. Para os autores, também existe um efeito-preço interessante.

Altissimo, Ehrmann & Smets (2006) e Coricelli & Horvath (2006), para dados de países europeus, e Clark (2006), para dados dos EUA, revelam que a inflação de serviços, especialmente serviços intensivos em trabalho (não sujeitos à competição internacional), se mostrou menos persistente do que inflação de bens. Essa aparente contradição se denomina na literatura como o “puzzle” da persistência da inflação de serviços.

Ao discutirem a questão da persistência inflacionária desagregada na República Tcheca, para o período 1994-2005, Babetskii et al. (2007) chegam à conclusão que a inflação no país parece ser um pouco menos persistente após a adoção das metas para a inflação em 1998. Também há evidências de viés de agregação, ou seja, a inflação agregada parece ser mais persistente do que os componentes desagregados. De particular interesse para o presente trabalho é a contribuição que os autores fazem à resolução do “puzzle” da persistência da inflação de serviços, mostrando que quando os mercados são altamente competitivos, como o de bens, é mais provável que os preços individuais não divergirão muito da média, pois, se assim não acontecer, as firmas se deslocarão para fora do mercado. Desta forma, uma maior competição reduz a dispersão de preços sem, necessariamente, reduzir a persistência inflacionária.

Sanchez (2008) argumenta que a divergência persistente entre a inflação de serviços e de bens na Área do Euro aponta para um déficit no crescimento da produtividade em atividades relacionadas aos serviços. Uma aparente piora na competição neste setor parece ter sido importante a partir do início da década de 1980 até meados da década de 1990, com o setor exibindo altas em *mark-ups* desde então. Outros fatores, como a tendência de crescimento na demanda por serviços, em relação à demanda por bens, e fatores relativos à economia aberta, tais como concorrência externa elevada e mudanças na taxa de câmbio do Euro, parecem não ter desempenhado papel importante na alta da inflação de serviços. Reformas estruturais destinadas ao aumento da produtividade e da competição no setor de serviços poderiam contribuir no ajuste de preços relativos, além de facilitarem no alcance da estabilidade de preços na região.

Altissimo, Mojon & Zaffaroni (2009) propõem um exercício de agregação de preços com o objetivo de ver se a rapidez no ajuste médio do IPC desagregado na Área do Euro se traduz em lento ajuste do índice agregado. Os autores decompõem a dinâmica dos sub-índices da inflação em duas partes: uma relacionada a um choque macroeconômico comum e outra relacionada à especificidade do setor e choques idiossincráticos. Embora choques idiossincráticos dominem a variância dos preços setoriais, o fator comum responde por 30% do total da variância da inflação desagregada e é o principal impulsionador da dinâmica de agregação. Além disso, a propagação heterogênea deste choque comum entre as taxas de inflação setoriais, em particular a propagação lenta na taxa de inflação de serviços, gera persistência na inflação agregada.

Lünnemann & Mathä (2010) estudam o fenômeno da persistência na inflação de serviços e de itens monitorados na Europa. São analisados 15 países, assim como a Área do Euro como um todo. O resultado encontrado mostra que os serviços, assim como outros sub-índices da inflação harmonizada, apresentam maior grau de rigidez nominal, com alterações menos frequentes, mas maiores, e com assimetrias maiores entre aumentos e quedas de preços. Com relação ao fenômeno da inércia, os autores encontram resultados que mostram que a exclusão dos preços de serviços provoca redução considerável da persistência inflacionária.

Coricelli & Horvath (2010) estudam a estrutura de preços da Eslováquia, para o período 1997-2001, e especificamente sobre a persistência inflacionária nos preços dos serviços, os autores chegam à conclusão de que há uma menor inércia inflacionária no setor de serviços do que no setor de bens.

Já o Banco Central do Brasil (2010), utilizando uma Curva de Philips com preços desagregados para previsão de inflação no Brasil, conclui que a inflação de serviços no país é altamente inercial no curto prazo e, também, bastante influenciada por variações no salário mínimo, não sendo, no entanto, significativamente afetada pela inflação importada.

Ahmad (2011) investiga a diferença entre os preços de bens e serviços na Malásia, para o período 1980-2006. O autor utiliza a Metodologia do Vetor de Correção de Erros para medir o hiato existente entre os dois tipos de inflação. Os resultados mostram que a inflação de serviços é a responsável pela correção de erros de curto prazo do modelo, levando a carga do ajuste do modelo no longo prazo. Portanto, para o caso malaio, o rápido aumento da inflação de serviços poderá ser moderado pela queda da inflação de bens no longo prazo.

Já Giovannetti (2013) analisa a inflação de serviços no Brasil, para o período do quarto trimestre de 2003 ao segundo trimestre de 2013, e argumenta que a forte alteração no relativo de preços de serviços e bens comercializáveis coincidiu com a forte elevação da renda nominal do brasileiro e com a queda da taxa de desemprego no país. O autor, fazendo o uso de um modelo VAR com variáveis exógenas de controle para custos e para a demanda, mostra que as pressões de custo foram mais importantes para explicar o comportamento da inflação de serviços no Brasil, no período considerado, do que as pressões advindas da demanda.

Em relação ao fenômeno da persistência inflacionária geral, ele já foi estudado em vários países, tais como: Fuhrer & Moore (1995), Batini & Nelson (2001), para os casos americano e britânico, Batini (2006), para a União Europeia. Hondroyannis & Lazaretou (2004), para o caso grego, Gadzinski & Orlandi (2004), nos EUA e países membros da EU. Para o caso brasileiro, podem ser citados os trabalhos de Cati et al. (1999), Campêlo & Cribari-Neto (2003), Yoon (2003) e Machado & Portugal (2014).

Em relação ao fenômeno da persistência inflacionária com aplicações da metodologia ARFIMA podem ser citados: Doornik & Ooms (2004), para os EUA e Reino Unido, Gil-Alana (2005), para os EUA, dentre outros. Para o caso brasileiro, podem ser citados Reisen et al. (2003), Figueiredo & Marques (2011), Da Silva & Leme (2011), Da Silva, Lopes & Rebelo (2011) e Da Silva & Vieira (2013).

3. A Dinâmica da Inflação de Serviços no Brasil

O primeiro questionamento que se pode fazer é referente aos itens que compõem o índice aqui descrito como “Serviços”, e que é o principal foco desta pesquisa. Os itens, que são 66 ao todo, encontram-se ordenados por sua participação no índice, participação essa que foi reponderada de acordo com os pesos de cada um dos itens no IPCA no mês de dezembro de 2014. Como pode se observar, os três itens com mais peso, “refeição”, “aluguel residencial” e “empregado doméstico”, nesta ordem, tem peso superior a 10% no índice de serviços.¹

Tabela 1
Cesta de Bens de Serviços (com base em dezembro de 2014)

Item	Peso	Item	Peso	Item	Peso
Refeição	0,144	Ensino médio	0,010	Despachante	0,002
Aluguel residencial	0,115	Seguro voluntário de veículo	0,009	Psicólogo**	0,002
Empregado doméstico	0,114	TV por assinatura c/ internet**	0,009	Conserto de refrigerador	0,002
Lanche	0,055	Boate e danceteria	0,008	Curso técnico**	0,002
Conserto de automóvel	0,049	Acesso à internet*	0,008	Conserto de televisor*	0,002
Condomínio	0,046	Doces	0,007	Cafezinho	0,002
Mão de obra*	0,042	Curso de idioma*	0,007	Outras bebidas alcoólicas	0,002
Ensino superior	0,040	Pós-graduação*	0,006	Conserto de máq. lavar roupa	0,002
Telefone celular	0,039	Tratamento de animais*	0,006	Fisioterapeuta**	0,002
Cabeleireiro	0,036	Atividades físicas**	0,006	Pintura de veículo	0,002
Telefone c/ internet – pacote**	0,022	Educação infantil	0,005	Costureira	0,001
Ensino fundamental	0,020	Cinema	0,005	Lubrificação e lavagem	0,001
Cerveja	0,019	Clube	0,005	Fotocópia	0,001
Serviço bancário	0,018	Curso preparatório*	0,004	Revelação e cópia	0,001
Passagem aérea	0,013	Reforma de estofado	0,004	Mudança	0,001
Médico	0,013	Locação de DVD*	0,004	Creche	0,001
Dentista	0,013	Estacionamento	0,003	Depilação	0,0004
Manicure	0,013	Exame de laboratório	0,003	Conselho de classe	0,0004
Hotel	0,012	Exame de imagem**	0,003	Ingresso para jogo	0,0004
Refrigerante e água mineral	0,011	Café da manhã	0,003	Aluguel de veículo*	0,0002
Hospitalização e cirurgia	0,010	Curso de informática*	0,003	Conserto de aparelho de som	0,0001
Excursão	0,010	Transporte escolar	0,003	Motel	0,0001

Nota: * para itens incluídos no cálculo do IPCA por parte do IBGE em julho de 2006.

** para itens incluídos no cálculo do IPCA por parte do IBGE em janeiro de 2012.

Fonte: IBGE e BCB

A Tabela 2 reporta o IPCA desagregado entre preços monitorados e livres, assim como as subcategorias dos preços livres, entre elas os preços dos serviços. Comparando-se os preços de serviços com os de bens, ambos responsáveis por quase 80% do peso do IPCA total, a taxa de inflação anual de serviços se mantém superior ao IPCA total nos cinco anos relatados na tabela, chegando a 8,32% no ano de 2014, contra 6,41% do IPCA e 5,39% da inflação de bens. Desta maneira, não só a

¹ Para a análise aqui proposta, os preços de bens e de serviços considerados são aqueles que fazem parte dos preços livres. Desta maneira, fica excluído algum preço de serviço ou de bem que seja classificado como preço administrado.

comparação entre a inflação de serviços e a inflação total deve ser feita, mas também comparações com os preços de bens são cruciais.

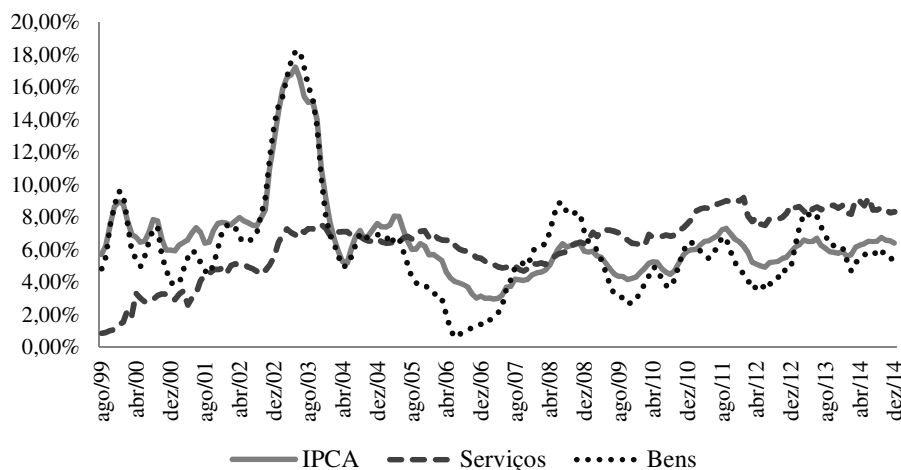
Tabela 2
IPCA e Principais Desagregações (% anual)

	Peso dez/2013	2010	2011	2012	2013	2014
IPCA Total	100,00	5,91	6,50	5,84	5,91	6,41
I. Monitorados	23,00	3,20	5,58	3,67	1,52	5,31
II. Livres	77,00	6,96	6,85	6,54	7,30	6,74
II.a. Serviços	35,50	7,90	9,78	8,75	8,70	8,32
Alimentação fora do domicílio	8,60	9,82	10,47	9,51	10,06	9,79
Ex-Alimentação fora do domicílio	26,90	7,30	9,56	8,51	8,27	7,86
II.b. Bens	41,50	6,33	4,38	5,27	6,11	5,39
Duráveis	9,40	0,43	-2,20	-1,61	3,61	3,00
Semi-duráveis	8,50	6,64	7,13	4,98	4,99	3,93
Não-duráveis	23,50	8,42	5,52	8,56	7,56	6,89
Alimentação no domicílio	16,00	10,69	5,41	10,02	7,65	7,11
Ex-Alimentação no domicílio	7,50	3,05	5,79	5,58	7,38	6,40

Fonte: IBGE; Elaboração: SPE/MF

O Gráfico 1 mostra a dinâmica da inflação acumulada em 12 meses para o IPCA, IPCA-Serviços e IPCA-Bens para o período 1999-2014. Observa-se que, quando acontece o surto inflacionário na metade final de 2002 e início de 2003, muito embora a inflação dos bens acompanhe de perto o IPCA, a inflação de serviços reage em uma magnitude muito menor, fato que pode começar a ser entendido se levarmos em conta a característica dos itens de serviços serem essencialmente non-tradables e, portanto, de responderem em menor intensidade à variações na taxa de câmbio, uma vez que há uma forte desvalorização do real no período mencionado. Além disso, é importante notar um comportamento da inflação de serviços, desde a metade de 2005 e, mais intensamente, desde 2009, tem se mantido acima tanto do IPCA quanto da inflação de bens.

Gráfico 1
Taxas de Inflação (% 12 meses)

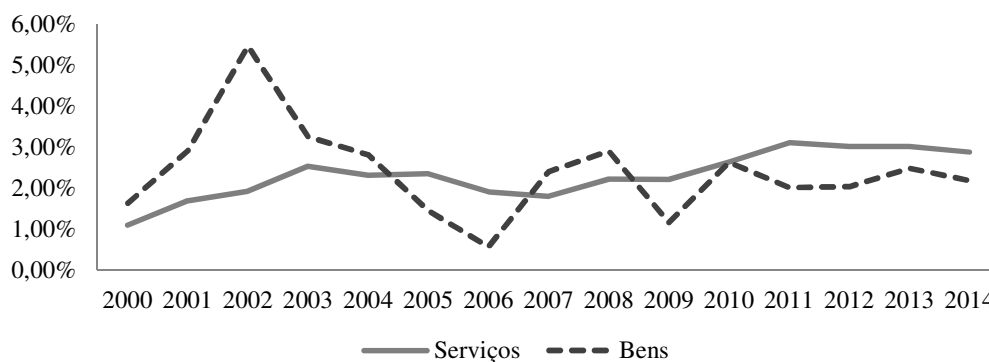


Fonte: IBGE e BCB

Por fim, o Gráfico 2 mostra impacto anual da inflação dos bens e dos serviços na taxa de inflação anual do IPCA. O impacto de todos os anos foi calculado com base no peso dessas inflações no IPCA no mês dezembro de 2013, que era de 41,5% por parte dos bens e 35,5% dos serviços. Observa-se a mesma tendência observada no Gráfico 1, ou seja, entre 2008 e 2009 o impacto da inflação de serviços passa a ser maior que a inflação de bens no IPCA, sendo responsável, nos últimos anos, por quase metade da inflação registrada no índice cheio.

Observando os dados aqui expostos nesta parte, ao menos visualmente percebe-se que os preços dos serviços estão mais resistentes a quedas que o IPCA e que a inflação de bens. Mas somente uma análise mais detalhada poderá revelar as verdadeiras características deste comportamento.

Gráfico 2
Impacto Anual dos Preços dos Serviços e Bens na Inflação do IPCA



Fonte: IBGE e BCB

4. Metodologia Econométrica: Modelos ARFIMA e Quebras Estruturais

4.1. Modelos ARFIMA

De acordo com Da Silva & Vieira (2013), umas das maneiras de se analisar persistência de forma univariada é fazer uso dos diferentes testes de raiz unitária existentes na literatura. Nestes testes, o pesquisador estima a ordem de integração 'd' das séries e tal ordem somente pode assumir valores inteiros, seja I(0), se for estacionária, ou I(1), caso contrário.

Outra possibilidade para se testar persistência univariada é fazer uso dos modelos ARFIMA (*Auto-Regressive-Fractionally-Integrated-Moving-Average*), que são uma generalização dos modelos ARIMA (p,d,q) com a vantagem de a ordem de integração 'd' poder ser fracionada entre 0 e 1. Além disso, os modelos ARFIMA auxiliam na resolução do problema amplamente conhecido do baixo poder dos tradicionais testes de raiz unitária. Eles também são capazes de modelar conjuntamente as dinâmicas de curto e longo prazos dos processos inflacionários, via estimação das funções de resposta aos impulsos.

Um modelo ARMA (p, q) básico pode ser escrito da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_m y_{t-m} + \xi_t + \beta_1 \xi_{t-1} + \dots + \beta_n \xi_{t-n}, \quad t=1, \dots, T. \quad (1)$$

onde $\xi_t \sim NID[0, \sigma_\xi^2]$.

Um processo integrado de ordem 'd' pode ter a seguinte representação:

$$(1-L)^d y_t = \Phi(L) u_t \quad (2)$$

com $\sum_{j=0}^{\infty} |\Phi_j| < \infty$. Geralmente, assume-se que $d=1$, ou que a primeira diferença da série é estacionária.

Contudo, valores fracionados de ' d ' podem ser de grande utilidade.²

As autocorrelações das séries estacionárias ARMA podem ter um decréscimo exponencial, ao passo que séries fracionalmente integradas possuem decréscimos hiperbólicos. Em outras palavras, enquanto que os coeficientes de impulso-resposta de um processo ARMA estacionário desaparecem geometricamente, um processo de memória longa implica num desaparecimento bem devagar. Por conta desta característica, séries fracionalmente integradas também são denominadas de séries com memória longa.

Se $0 \leq d \leq 0,5$, a série é estacionária, com reversão à média e com um processo de memória longa. Se $0,5 < d \leq 1$, a série não é estacionária mas permanece com reversão à média. Se $d \geq 1$, a série não é estacionária e não possui reversão à média (Gil-Alana, 2001). Se $-0,5 < d < 0$, o processo é chamado de memória intermediária ou sobre-diferenciado.

Três métodos de estimação dos modelos ARFIMA são mais comuns: Máxima Verossimilhança Exata (*Exact Maximum Likelihood - EML*), Perfil Modificado de Verossimilhança (*Modified Profile Likelihood - MPL*) e Mínimos Quadrados Não-Lineares (*Nonlinear Least Squares - NLS*).³ Por definição, ambos EML e MPL impõem $-1 < d < 0,5$. O MPL é preferido em relação ao EML se o modelo incluir variáveis regressoras e se a amostra for pequena. A metodologia NLS permite que $d > -0,5$ e pode ser utilizada na estimação de séries não estacionárias (Baillie, Chung & Tieslau, 1996). Uma vez que as séries examinadas parecem ser não estacionárias, a metodologia EML não se aplica porque ela é seriamente viesada para baixo para valores de ' d ' próximos de 0,5 e maiores que 0,5. Desta maneira, utilizaremos a metodologia NLS pois a mesma não sofre destes vieses usuais.

4.2. Quebras Estruturais

A fim de analisar a ordem de integração das séries, se aplica primeiramente testes de raiz unitária, como o ADF e o KPSS. No entanto, desde Perron (1989), sabe-se bem que os testes ADF podem falhar em rejeitar uma raiz unitária devido à má especificação da tendência determinística. Na verdade, Perron (1989, 1997) e Zivot e Andrews (1992) estendem o teste ADF considerando uma quebra exógena e uma endógena para evitar este problema. A importância de se verificar se uma série temporal possui quebras estruturais se dá no fato de que se pode concluir que uma série tem um processo de memória longa quando, na verdade, tem sido influenciada por tais quebras.

Clemente, Montañés & Reyes (1998) propuseram um teste de raiz unitária que lida com a possibilidade de ocorrência de duas quebras estruturais considerando dois tipos de eventos: *outliers* aditivos (AO) ou inovativos (IO).⁴ Os chamados eventos AO tratam de mudanças bruscas nas séries, ao passo que os eventos IO avaliam uma mudança gradual na média das séries. Os autores expandem as estatísticas de Perron & Vogelsang (1992) para o caso de duas mudanças na média, sendo que a ideia destes testes de raiz unitária com quebras estruturais é desenvolver uma estrutura capaz de lidar com as limitações dos resultados empíricos anteriores, em que os testes de raiz unitária não são capazes de rejeitar a hipótese nula (não estacionariedade).⁵ Os autores enfatizam que a contribuição da metodologia está associada ao fato de algumas variáveis revelarem a presença de várias quebras estruturais, e os testes devem ser capaz de captar tais quebras.

² O leitor pode referir-se a Granger & Joyeux (1980) e/ou Hosking (1981) para compreender melhor os modelos integrados fracionados. Hamilton (1994) também traz boa revisão sobre o tópico.

³ Estes métodos estão disponíveis no pacote econométrico OxMetrics de Doornik & Ooms (2001).

⁴ Ver Baum (2005) para outros detalhes do teste de Clemente, Montañés & Reyes (1998).

⁵ Ver Perron (1989), Banerjee et al. (1992); Christiano (1992); Zivot & Andrews (1992); Perron (1997) e Vogelsang & Perron (1998) como parte da literatura associada ao desenvolvimento dos testes de quebras estruturais para variáveis de tendência com quebras, além de Perron (1990) e Perron & Vogelsang (1992) considerando os casos onde apenas uma mudança na média está presente. Lee & Strazicich (2003) desenvolvem ainda o teste de raiz unitária LM para duas quebras endógenas.

A hipótese nula testada por Clemente, Montañés & Reyes (1998) é dada pela seguinte expressão:

$$H_0: y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \quad (3)$$

A hipótese alternativa é dada por:

$$H_A: y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + e_t \quad (4)$$

A *dummy* DTB_{it} representa uma variável de pulso assumindo o valor 1 se $t = TB_i + 1$ e 0 caso contrário. Tem-se ainda que $DU_{it} = 1$ se $t > TB_i$ para $i = 1, 2$ e 0 caso contrário, onde TB_1 e TB_2 são os períodos de tempo quando a média é modificada. Os autores assumem que $TB_i = \lambda_i T$ para $i = 1, 2$ com $0 < \lambda_i < 1$ e $\lambda_2 > \lambda_1$.

A hipótese de raiz unitária pode ser testada por meio da estimação da expressão na sequência para o caso em que as duas quebras fazem parte do *outlier* inovativo (IO):

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (5)$$

O próximo passo é obter o valor mínimo da pseudo razão-t para testar se o parâmetro autorregressivo (ρ) é 1 para todas as combinações de quebras temporais. Para a derivação da distribuição assintótica desta estatística, Clemente, Montañés & Reyes (1998) assumem que $0 < \lambda_0 < \lambda_1$ e $\lambda_2 < -\lambda_0 < 1$, implicando que o teste não é definido nos limites da amostra e é necessário escolher algum valor de aparas amostrais (λ_0), além de que λ_1 e λ_2 assumam valores no intervalo $[(k+2)T, (T-1)/T]$. Os autores impõem uma restrição adicional, $\lambda_2 > \lambda_2 + 1$, para eliminar casos de quebras temporais consecutivas.⁶

A hipótese nula de raiz unitária, para testar a ocorrência de duas quebras estruturais quando as mudanças são mais bem representadas como *outliers* aditivos (AO), é desenvolvida em um procedimento de dois passos. O primeiro é remover a parte determinística da variável e estimar o seguinte modelo:

$$y_t = d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \tilde{y}_t \quad (6)$$

O segundo passo é testar a hipótese de que $\rho = 1$ e procurar o valor mínimo da estatística da razão-t no modelo abaixo:

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=1}^k \omega_{1i} DTB_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \omega_{2i} DTB_{2t-i} + \rho \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (7)$$

onde \tilde{y}_t são os resíduos obtidos com a estimação da equação anterior, DTB_{it} são as variáveis *dummy* incluídas na equação (7) para garantir que $\text{mint}_{\hat{\rho}}^{AO}(\lambda_1, \lambda_2)$ convirja para a distribuição descrita na equação (4) de Clemente, Montañés & Reyes (1998).⁷ A ideia é estimar uma regressão dos resíduos nos seus valores defasados, um número diferenças defasadas e um conjunto de variáveis *dummy* necessárias para tornar a distribuição do teste estatístico tratável.⁸

5. Dados e Estatística Descritiva

Os dados utilizados são a taxa de inflação mensal do IPCA e suas desagregações em IPCA-Serviços e IPCA-Bens. O recorte temporal vai de agosto de 1999 a dezembro de 2014. A série da inflação de serviços do IPCA é gerada pelo Banco Central do Brasil. Para se chegar às variações mensais dos preços dos bens, foram utilizados aqui os pesos de dezembro de 2013, para cada um dos tipos de bens, calculados pela Secretaria de Política Econômica do Ministério da Fazenda e disponibilizados no informativo mensal desse mesmo órgão. Os pesos do referido mês foram aplicados para todo o restante da série.

⁶ Ver equação (4) de Clemente, Montañés & Reyes (1998) para maiores detalhes da expressão para a distribuição da estatística do caso *outlier* inovativo (IO), representada por $\text{mint}_{\hat{\rho}}^{IO}(\lambda_1, \lambda_2)$.

⁷ Ver tabelas 1 e 2 de Clemente, Montañés & Reyes (1998) para os valores críticos para amostras finitas e a distribuição assintótica das estatísticas IO e AO para 10000 replicações.

⁸ O valor da razão-t mínima é comparado com os valores críticos fornecidos por Perron & Vogelsang (1992) dado que estas não seguem a distribuição padrão de Dickey-Fuller (1979).

A estatística descritiva dos dados está disposta na Tabela 3. Entre a variação do IPCA, a inflação de serviços e a de bens, o detentor da maior média e mediana é o IPCA, seguido pelos serviços e depois pelos bens, em ambos os critérios. No que se refere à dispersão em relação à média, medida pelo desvio padrão, a inflação de bens é a que apresenta a maior medida, sendo que o IPCA possui a menor. Não por acaso, a maior taxa de inflação em um mês e a menor são ambas dos bens.

Tabela 3
Estatística Descritiva das Taxas de Inflação (% ao mês)

	Média	Mediana	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
IPCA	0,53%	0,48%	0,38%	2,98%	-0,21%
Serviços	0,53%	0,46%	0,39%	2,25%	-0,11%
Bens	0,48%	0,45%	0,49%	3,20%	-0,53%

Fonte: IBGE e BCB

6. Resultados

6.1. Testes de Raiz Unitária

O primeiro passo para a análise da hipótese do “services inflation persistence puzzle” é o exame dos testes de raiz unitária. Lembramos que, nestes casos, a estimação da ordem de integração ‘*d*’ das séries só é capaz de gerar 2 valores inteiros: i) $d = 0$, para a série estacionária e caracterizando ausência de persistência; ii) $d = 1$, para casos de não estacionariedade, caracterizando persistência total.

Foram estimados os testes de raiz unitária ADF, DF-GLS, PP e KPSS. Os três primeiros testes testam a hipótese nula de presença de raiz unitária na série ($d = 1$), enquanto o último testa a hipótese nula de estacionariedade ($d = 0$). Kwiatkowski et al. (1992) justificam essa inversão da hipótese nula do teste KPSS expondo o baixo poder estatístico dos testes com hipótese nula de raiz unitária, uma vez que a não ser nos casos em que as evidências a favor da rejeição da hipótese nula são extremamente fortes, estes testes favorecem a não rejeição desta hipótese.

Os resultados reportados na Tabela 4 mostram que os quatro testes indicam, tanto para o IPCA quanto para a inflação de bens, ausência de raiz unitária a 5% de significância, ou seja, ausência de persistência nas séries. Já a inflação de serviços apresenta resultados dúbios. Enquanto os testes ADF e DF-GLS têm sua hipótese nula de raiz unitária não rejeitada, os testes PP e KPSS indicam estacionariedade, com rejeição da nula no primeiro teste e não rejeição no segundo, reforçando a necessidade de métodos mais robustos para a análise em questão.

Tabela 4
Testes de Raiz Unitária

	ADF	DF-GLS	PP	KPSS
	H ₀ : Raiz Unitária	H ₀ : Raiz Unitária	H ₀ : Raiz Unitária	H ₀ : Estacionar.
	Estatística do Teste	Estatística do Teste	Estatística do Teste	Estatística do Teste
IPCA	-6,28*	-6,36*	-6,33*	0,11
Serviços	-2,12	-0,68	-12,75*	0,10
Bens	-6,13*	-6,17*	-5,93*	0,21

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5%

Fonte: IBGE e BCB

6.2. Testes de Raízes Unitárias com Quebras Estruturais

O próximo passo é verificar se quebras estruturais causam algum impacto nos resultados dos testes de estacionariedade. A Tabela 3 expõe os resultados do teste de Clemente, Montañés & Reyes (1998), com duas quebras estruturais, para as variáveis em questão. Pode-se observar que embora haja indicação de estacionariedade na inflação de bens, confirmando os resultados dos testes convencionais, o IPCA e a inflação de serviços não são capazes de rejeitar a hipótese nula ao nível de 5% de significância. Estes resultados divergem dos resultados dos testes convencionais, sendo uma divergência integral, no caso do IPCA, e parcial, no caso de serviços.

No que refere às quebras estruturais, as três séries geraram duas quebras significantes a 5% cada. As primeiras quebras dos índices aconteceram no segundo semestre de 2002, quando os mercados nacionais se agitaram em decorrência das expectativas relacionadas à troca de governo que se concretizaria a meses daquele momento. A segunda quebra do IPCA e da inflação de bens ocorreu em mês igual para ambas, em março de 2003. No entanto, a inflação de serviços teve sua segunda quebra estrutural apenas vários anos depois, mais precisamente em dezembro de 2010.

Tabela 5
Teste de Raiz Unitária com Duas Quebras Estruturais

	AR (k)	Estatística de Teste	1ª Quebra D _{1t} (t-stat)	2ª Quebra D _{2t} (t-stat)
IPCA	12	-2,92	ago/02 (9,39)*	mar/03 (-11,12)*
Serviços	11	-1,50	dez/02 (2,78)*	dez/10 (2,67)*
Bens	1	-9,17*	set/02 (8,25)*	mar/03 (-9,40)*

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 5%

Fonte: IBGE e BCB

6.3. Modelos ARFIMA

Passando aos modelos de memória longa (ARFIMA), o primeiro passo é estimar modelos sem os componentes autorregressivos e de média móvel, AR e MA, ou seja, modelos ARFIMA (0, d, 0), e, por conseguinte, descobrir se os parâmetros 'd', das taxas de decaimento, estão mais próximo de 0 ou de 1, com fins de verificar a estacionariedade ou não das séries. Posteriormente, parte-se para a estimação de mais 15 modelos ARFIMA (p, d, q) para cada série, desta vez com defasagens de até três períodos para o componente AR e o MA. Feitas todas as estimações, utiliza-se o critério de Schwarz para selecionar o modelo para cada série com o número de defasagens, de cada um dos componentes, mais apropriado.

A Tabela 6 reporta tanto os testes para os modelos ARFIMA (0, d, 0) quanto melhor modelo ARFIMA (p, d, q) selecionada. Para o primeiro caso, os valores de 'd' para o IPCA Total e para o IPCA-Bens são superiores a 0,5 e inferiores a 1, indicando não estacionariedade destas séries, mas reversão à média de longo prazo. Já para o IPCA-Serviços, o valor de 'd' é 0,12, o que indica estacionariedade e reversão à média de longo prazo, além de pouca memória. No entanto, quando são analisados os modelos ARFIMA (p, d, q), temos um quadro invertido em relação aos resultados anteriores. O IPCA Total (d = 0,30) e o IPCA-Bens (d = 0,36), passam a ser estacionários. Por outro lado, o IPCA-Serviços (d = 0,66) passa a ser não estacionário, indicando maior persistência que o IPCA Total e o IPCA-Bens. Vale notar que os testes tanto para d=0 quanto para d=1 têm suas hipóteses nulas rejeitadas.

Do ponto de vista de nosso objetivo principal, a análise dos modelos de memória longa feita até este ponto nos leva a concluir que a hipótese do dilema da persistência inflacionária de serviços

não se aplica para o caso brasileiro, uma vez que a inflação de serviços se mostra mais persistente do que a de bens. No entanto, este resultado pode estar sendo afetado por quebras estruturais, o que torna necessário o devido tratamento dessas possíveis quebras.

Tabela 6
Modelos ARFIMA - Taxas Mensais de Inflação

	ARFIMA (0,d,0)			ARFIMA (p,d,q)	
	d (e.p.)	H ₀ : d=0	H ₀ : d=1	ARMA (p,q)	d [p valor]
		Teste t [p valor]	Teste t [p valor]		
IPCA	0,59 (0,08)	7,43 [0,00]	-5,20 [0,00]	(0, 1)	0,30 [0,00]
Serviços	0,12 (0,06)	2,03 [0,04]	-15,24 [0,00]	(2, 1)	0,66 [0,00]
Bens	0,69 (0,09)	8,05 [0,00]	-3,64 [0,00]	(0, 1)	0,36 [0,00]

Fonte: IBGE

6.4. ARFIMA e Quebras Estruturais

Por fim, considera-se a possibilidade de quebras estruturais nas séries estudadas serem causadoras de uma superestimação do parâmetro ‘d’, uma vez que os modelos anteriormente apresentados não as consideram. Para testar essa possibilidade, lança-se mão do procedimento de Granger & Hyung (2004), realizando anteriormente a seleção das datas das quebras (Tabela 5) por meio do teste de raiz unitária de Clemente et al. (1998) definidos em

$$y_t = \beta'Z_t + \zeta_t \quad (8)$$

onde y_t representa a série analisada e Z_t contém os termos determinísticos do teste de raiz unitária com quebras. Em seguida, novos modelos ARFIMA (0, d, 0) são estimados para cada uma das três séries analisadas. Caso os processos de memória longa anteriormente encontrados tenham sido causados pela omissão das quebras estruturais por parte daqueles modelos, espera-se encontrar, via procedimento de Granger & Hyung (2004), parâmetros ‘d’ menores.

A Tabela 7 reporta os novos modelos ARFIMA (0, d, 0). Para o IPCA Total, $d = 0,18$, contra 0,30 na estimação anterior. Para o IPCA-Bens, $d = 0,36$, que é o mesmo valor encontrado anteriormente. Isso pode ser uma indicação de uma possível insignificância das quebras sobre a persistência destas duas séries. Já para os preços dos serviços a diferença é considerável: o parâmetro ‘d’ passa a ser negativo em 0,10, em comparação com 0,64 positivo no modelo que desconsidera as quebras. Isso indica uma possível influência das quebras estruturais na estimação de ‘d’, levando a série, que em uma análise inicial era não estacionária, a mostrar características de antipersistência.

Assim sendo, quando tratadas as quebras estruturais nas séries, os resultados passam a sugerir que o “services inflation persistence puzzle” pode acontecer também no Brasil. Esse resultado, como já mencionado anteriormente, foi relatado nos trabalhos de Altissimo, Ehrmann & Smets (2006), Coricelli & Horvath (2006) e Clark (2006), para países europeus e para os EUA.

Este fato poderia causar algum estranhamento, uma vez que por serem *non-tradables*, os mercados de serviços são menos concorrenciais e poderiam, em tese, gerar uma inflação mais persistente. No entanto, este resultado pode encontrar uma explicação no trabalho de Babetskii et al. (2007), já que em mercados menos expostos à competição encontra-se maior dispersão de preços devido à menor penalidade em termos competitivos àqueles agentes que divergem muito seu preço da média. Assim, a persistência da inflação destes mercados pode se mostrar menor que a de mercados mais competitivos, como o de bens, onde há menor dispersão dos preços.

Tabela 7
Procedimento de Granger & Hyung: ARFIMA (0, d, 0)

	d (e.p.)	H ₀ : d=0	H ₀ : d=1
		Teste t [p valor]	Teste t [p valor]
IPCA	0,18 (0,08)	2,25 [0,03]	-10,20 [0,00]
Serviços	-0,10 (0,07)	-1,42 [0,16]	-14,99 [0,00]
Bens	0,36 (0,09)	4,08 [0,00]	-7,28 [0,00]

Fonte: IBGE e BCB

Conclusão

O presente estudo analisou o fenômeno da persistência inflacionária dos preços dos serviços no Brasil com enfoque especial no chamado “services inflation persistence puzzle”. Para isso, comparações foram feitas com o Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) e com a desagregação do IPCA relativa aos preços dos bens. O período de análise foi de agosto de 1999 a dezembro de 2014 e a metodologia econométrica utilizada baseou-se nos modelos Autorregressivos de Integração Fracionária (ARFIMA) e testes com quebras estruturais.

A começar pelos testes de raiz unitária mais comuns, os resultados apontaram para a estacionariedade do IPCA e da inflação de bens, mas não da inflação de serviços, cujos resultados foram dúbios. Quando quebras estruturais são levadas em consideração, conclui-se que as três séries analisadas apresentam tais quebras, indicando uma possível interferência destas no estudo da persistência das séries.

Quanto aos modelos ARFIMA, as estimações iniciais sem se levar em conta a questão da quebra estrutural, apontam para estacionariedade nos parâmetros ‘d’ encontrados para o IPCA Total e para a inflação de bens. Já para os preços dos serviços, os resultados apontam para uma não estacionariedade, apesar de também haver reversão à média. Isso é uma indicação da existência do “puzzle” da persistência na inflação de serviços no Brasil. Desta forma, o fato deste comportamento inercial dos preços dos serviços ser superior ao encontrado nos preços dos bens adiciona evidências a favor da aplicabilidade do dilema para o caso do país, aumentando a necessidade de pesquisas que fundamentem respostas ao problema em questão.

Referências Bibliográficas

- AHMAD, N. Asymmetric Behavior of Goods and Services Inflation in Malaysia. *International Review of Business Research Papers*, 7 (4), p. 130-139, 2011.
- ALTISSIMO, F.; EHRMANN, M. & SMETS, F. Inflation Persistence and Price Setting Behaviour in the Euro Area – A Summary of the IPN Evidence, *European Central Bank, Occasional Paper*, 46, 2006.
- ALTISSIMO, F.; MOJON, B. & ZAFFARONI, P. Can aggregation explain the persistence of inflation? *Journal of Monetary Economics*, 56, p. 231-241, 2009.
- BABETSKII, I.; CORICELLI, F. & HORVÁTH, R. Measuring and Explaining Inflation Persistence Disaggregate Evidence on the Czech Republic. *Czech National Bank, Research Department Working Papers No. 2007/1*, 2007.
- BAILLIE, R. T.; CHUNG, C. & TIESLAU, M. A. Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model. *Journal of Applied Econometrics*, 11(1), p. 23-40, 1996.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Previsão de Inflação com Curvas de Phillips com Preços Desagregados. *Relatório de Inflação*, 12(1), Março, 2010.
- BANERJEE, A.; LUMSDAINE, R. & STOCK, J. Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis: Theory and International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 271–287, 1992.
- BATINI, N. Euro Area Inflation Persistence. *Empirical Economics*, 31(4), p. 977-1002, 2006.
- BATINI, N. & NELSON, E. The Lag From Monetary Policy Actions to Inflation: Friedman Revisited. *International Finance*, 4(3), p. 381-400, 2001.
- BAUM, C.F. Stata: The Language of Choice for Time-Series Analysis? *The Stata Journal*, 5, p. 46-63, 2005.
- BAUMOL, W. J. The Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis. *American Economic Review*, 57, p. 415-426, 1967.
- CAMPÊLO, A.K. & CRIBARI-NETO, F. Inflation Inertia and Inliers: The Case of Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 57(4), p. 713-739, 2003.
- CATI, R. C.; GARCIA, M.G.P. & PERRON, P. Unit Roots in the Presence of Abrupt Governmental Interventions with an Application to Brazilian Data. *Journal of Applied Econometrics*, 14 (1), p. 27-56, 1999.
- CHRISTIANO, L. Searching for Breaks in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 237–250, 1992.
- CLARK, T. Disaggregate Evidence on the Persistence in Consumer Price Inflation, *Journal of Applied Econometrics* 21, 563–587, 2006.
- CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A. & REYES, M. Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean. *Economics Letters*, 59, p. 175-182, 1998.
- CORICELLI, F. & HORVÁTH, R. Price setting behavior: Micro evidence on Slovakia, *Centre for Economic Policy Research, CEPR Discussion Paper 5445*, 2006.
- CORICELLI, F. & HORVÁTH, R. Price setting and market structure: An empirical analysis of micro data in Slovakia, *Managerial and Decision Economics*, 31, p. 209-233, 2010.

- DA SILVA, C.G. & LEME, M.C.S. An Analysis of the Degrees of Persistence of Inflation, Inflation Expectations and Real Interest Rate in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 65, p. 289-302, 2011.
- DA SILVA, C.G.; LOPES, D. T. & REBELO, A. M. Persistência Inflacionária: Comparações entre Três Economias Emergentes. *Revista de Economia e Administração*, 10, p. 152-167, 2011.
- DA SILVA, C. G. & VIEIRA, F. V. Persistência Inflacionária Regional Brasileira: Uma Aplicação dos Modelos ARFIMA. *Economia Aplicada* 17, 117-136, 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*, 74, p. 427-431, 1979.
- DOORNIK, J. A. & OOMS, M. A Package for Estimating, Forecasting and Simulating ARFIMA Models: ARFIMA Package 1.01 for Ox. *Nuffield College – Oxford Discussion Paper*. 2001.
- DOORNIK, J. A. & OOMS, M. Inference and Forecasting for ARFIMA Models, with an Application to US and UK Inflation. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 8 (2), 2004.
- ESTEVE, V., GIL-PAREJA, S., MARTÍNEZ-SERRANO, J. A. & LLORCA-VIVERO, R. Threshold cointegration and nonlinear adjustment between goods and services inflation in the United States. *Economic Modelling*, 23, p. 1033–1039, 2006.
- FIGUEIREDO, E. A. & MARQUES, A. M. Inflação inercial sob mudanças de regime: análise a partir de um modelo MS-ARFIMA, 1944-2009, *Economia Aplicada* 15(3), 443–457, 2011.
- FUHRER, J. & MOORE, G. Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), p. 127-159, 1995.
- GAGNON, E.; SABOURIN, P. & LAVOIE, S. The Comparative Growth of Goods and Services Prices. *Bank of Canada Review*, p. 3-10, 2004.
- GADZINSKI, G. & ORLANDI, F. Inflation Persistence in the European Union, the Euro Area, and The United States. Eurosystem Inflation Persistence Network. *European Central Bank Working Paper* No. 414. November, 2004.
- GIL-ALANA, L. A. The Persistence of Unemployment in the USA and Europe in Terms of Fractionally ARIMA Models. *Applied Economics*, 33, p. 1263–9, 2001.
- GIL-ALANA, L. Testing and Forecasting the Degree of Integration US Inflation Rate. *Journal of Forecasting*, 24, p. 173-187, 2005.
- GIOVANNETTI, L.F. Inflação de serviços no Brasil: Pressão de demanda ou de custos? (Dissertação de mestrado). Escola de Economia de São Paulo. Fundação Getúlio Vargas. 2013. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/11363>. Acesso em: 15 de outubro de 2014.
- GRANGER, C. & HYUNG, N. Occasional structural breaks and long memory with an application to the S&P 500 absolute stock returns, *Journal of Empirical Finance* 11, 399–421, 2004.
- GRANGER, C. W. J. & JOYEUX, R. An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, p. 15-29, 1980.
- HAMILTON, J. *Time Series Analysis*. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994.
- HOSKING, J. R. M. Modeling Persistence in Hydrological Time Series Using Fractional Differencing. *Water Resources Research*, 20, p. 1898-908, 1981.
- HONDROYIANNIS, G. & LAZARETOU, S. Inflation Persistence during Periods of Structural Change: An Assessment Using Greek Data. Eurosystem Inflation Persistence Network. *European Central Bank Working Paper* No. 370, June, 2004.

- JULIUS, D. & BUTLER, J. Inflation and growth in a service economy. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 38 (4). p. 338-346, 1998.
- KROCH, E. Tracking inflation in the service sector. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, p. 30-35, 1991.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P. & SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series are non stationary?, *Journal of Econometrics* 54, 159–178, 1992.
- LEE, J. & STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85, p. 1082-1089, 2003.
- LÜNNEMANN, P. & MATHÄ, T. Y. Rigidities and inflation persistence of services and regulated prices. *Managerial and Decision Economics*, 31(2-3), p. 193–208, 2010.
- MACHADO, V.G. & PORTUGAL, M.S. Measuring inflation persistence in Brazil using a multivariate model, *Revista Brasileira de Economia*, 68, 225-241, 2014.
- PEACH, R., RICH, R & ANTONIADES, A. The Historical and Recent Behavior of Goods and Services Inflation. *FRBNY Economic Policy Review*, p. 18-31, 2004.
- PERRON, P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57, p. 1361–401, 1989.
- PERRON, P. Testing For a Unit Root in Time Series with a Changing Mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, p. 153-162, 1990.
- PERRON, P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80, p. 355–385, 1997.
- PERRON, P. & VOGELSANG, T. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 301–20, 1992.
- PRUD'HOMME, M. & KOSTENBAUER, K. Service Inflation: Why Is It Higher? A Partial Examination of the Causes. *Prices Division, Statistics Canada*. Catalogue No. 62F0014MPB, Series No. 5, 1997.
- RAPPOPORT, P. Inflation in the Service Sector. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, p. 35-45, 1987.
- REISEN, V. A., CRIBARI-NETO, F. & JENSEN, M. Long memory inflationary dynamics: the case of Brazil, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 7, 1157–1173, 2003.
- SANCHEZ, M. Why is Services Inflation Higher than Goods Inflation in the Euro Area? *European Central Bank Working Paper*. Frankfurt, Germany, 2008.
- SCHETTKAT, R. & YOCARINI, L. The shift to services employment: A review of the literature. *Structural Change and Economic Dynamics*, 17 (2), p. 127–147, 2006.
- VOGELSANG, T. & PERRON, P. Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. *International Economic Review*, 34 (4), p.1073-110, 1998.
- YOON, G. The Time Series Behaviour of Brazilian Inflation Rate: New Evidence from Unit Root Tests with Good Size and Power. *Applied Economics Letters*, 10, p. 627-631, 2003.
- ZIVOT, E. & ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, p. 251-270, 1992.