

**Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Faculdade de Administração e Economia**

Annibal Hafers Mendes Gonçalves

**DETERMINANTES MACROECONÔMICOS
FUNDAMENTAIS DAS EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E
CRESCIMENTO**

**São Paulo
2012**

Annibal Hafers Mendes Gonçalves

**Determinantes Macroeconômicos Fundamentais das Expectativas
de Inflação e Crescimento**

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas,
como requisito parcial para obtenção do grau de
Bacharel do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador:
Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito – Insper

**São Paulo
2012**

Mendes Gonçalves, Annibal Hafers

Determinantes Macroeconômicos Fundamentais das Expectativas de Inflação e Crescimento/ Annibal Hafers Mendes Gonçalves. – São Paulo: Insper, 2012.

45 f.

Monografia: Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito

1. Inflação Esperada 2. Produto Esperado 3. Inflação 4. Crescimento

Annibal Hafers Mendes Gonçalves

Determinantes Macroeconômicos Fundamentais das Expectativas de Inflação e Crescimento

Monografia apresentada à Faculdade de Economia do Insper, como parte dos requisitos para conclusão do curso de graduação em Economia.

EXAMINADORES

Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito
Orientador

Prof. Dr. José Heleno Faro
Examinador

Prof. Dr. Marco Tulio Pereira Lyrio
Examinador

Agradecimentos

Ao meu orientador **Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito**, que me acompanhou, ensinou e acreditou em mim desde o começo da graduação.

A todos os **professores do Insper** que através das disciplinas ou seminários contribuíram para a minha formação acadêmica e profissional.

Aos meus companheiros de intercâmbio **Octavio Portolano Machado e Pedro Camargo Lemos**, que passaram juntos comigo 6 meses de muito frio e aprendizado em Chicago.

Aos meus **amigos no Insper** que cresceram juntos comigo durante esses 4 anos, e continuam a me incentivar diariamente. **Homies**.

Aos **meus pais e avôs** por terem dado todo apoio durante minha vida. Sempre serão meus maiores mentores.

A **Tuca** por me inspirar em todos momentos.

Ao **Insper** por me proporcionar os quatro anos mais ricos da minha vida até o momento. A caminhada continua.

Obrigado!

Sumário

1. Introdução	9
2. Revisão Bibliográfica	11
2.1 Variáveis Não-Financeiras	11
2.2 Variáveis Financeiras	14
3. Dados	21
4. Metodologia	22
5. Resultados	27
5.1 Efeitos Fixos	27
5.2 Modelos de Expectativa de Inflação	29
5.3 Modelos de Expectativa de Crescimento	32
5.4 Modelos de Discordância de Expctativas	35
6. Conclusão	39
Referências	40
Apêndice	42

Lista de Tabelas

Tabela 5.1.1. – Modelos com e sem efeitos fixos para inflação – 1990-2010.....	27
Tabela 5.1.2. – Modelos com e sem efeitos fixos para crescimento – 1990-2010	38
Tabela 5.2.1 – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Inflação do Ano Corrente (1990 – 2010).....	29
Tabela 5.2.2. – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Inflação do Próximo Ano (1990 – 2010).....	32
Tabela 5.3.1. – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Crescimento do Ano Corrente (1990 – 2010)	33
Tabela 5.3.2. – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Crescimento do Próximo Ano (1990 – 2010)	34
Tabela 5.4.1. – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Inflação do Ano Corrente (1990 – 2010).....	36
Tabela 5.4.2. – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Inflação do Próximo Ano (1990 – 2010).....	37
Tabela 5.4.3. – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Crescimento do Ano Corrente (1990 – 2010).....	38
Tabela 5.4.4. – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Crescimento do Próximo Ano (1990 – 2010).....	38

Resumo

MENDES GONÇALVES, Annibal Hafers. Determinantes Macroeconômicos Fundamentais das Expectativas de Inflação e Crescimento. São Paulo, 2012. 45 p. Monografia – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

O objetivo do trabalho é encontrar quais variáveis macroeconômicas influenciam na formação das expectativas de inflação e crescimento via um estudo em painel controlado por efeitos fixos de tempo e países. Para as expectativas de inflação, os melhores previsores encontrados foram os juros e desemprego por meio da curva de Phillips. Com as expectativas de crescimento, o prêmio pelo prazo e a diferença do desemprego para sua taxa natural tiveram o maior poder explicativo. Ainda encontramos que divergências entre expectativas são afetadas pelo nível da variável e a distância da economia para o seu ponto de equilíbrio.

Código JEL: E31, E32, E37

Palavras-chave: inflação esperada, inflação, produto esperado, crescimento

Abstract

MENDES GONÇALVES, Annibal Hafers. *Macroeconomics Determinants of Expected Inflation and Growth* São Paulo, 2012. 45 p. Monograph – Faculdade de Economia e Administração. Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

This article has the goal of investigate which macroeconomic variables influence the formation process of inflation and growth expectations through a panel approach controlling for common time-variation and country-specific effects. The best predictors for inflation expectations were interest rates and unemployment through the Phillips curve. With growth expectations, the term spread and the difference between the effective unemployment and its natural rate had the best explanatory results. Furthermore, we found that disagreements about expectations are affected by the level of the variable and the distance of the economy to its equilibrium point.

Keywords: Expected Inflation, Expected Growth, Growth, Inflation

1. Introdução

As expectativas de inflação e crescimento têm um papel importante na análise da política monetária e dos ciclos econômicos. A importância da relação entre as expectativas do agente e a realização das variáveis pode ser exemplificada pelo valor da informação que o agente econômico possui. Morris e Shin (2002) mostram que agentes econômicos com maior acesso a informação conseguem tomar decisões que maximizam o bem estar social. Ou seja, quanto mais informação o agente econômico possuir, melhor será o resultado final de suas escolhas. A teoria de suavização do consumo, desenvolvida por Friedman (1957), também fornece um arcabouço para evidenciar a importância das expectativas. O agente econômico irá decidir o seu consumo intertemporal com base nas suas previsões de variáveis-chaves. Sendo assim, as expectativas se tornam importantes para as variáveis correntes. Sabemos ainda que as expectativas influenciam a habilidade da autoridade monetária em atingir a estabilidade de preços e o crescimento suave e duradouro. Isso é decorrente do fato da capacidade do banco central em medir e entender o processo das expectativas. A nebulosidade na formação das expectativas prejudica a função de reação do banco central. Na literatura, muitos modelos macroeconômicos indicam que as expectativas são importantes nos processos de crescimento e inflação efetivos, mas poucos discutem a composição dessas expectativas. Desse modo, o objetivo do trabalho é estudar os efeitos que os fundamentos macroeconômicos têm sobre as expectativas de inflação e crescimento do produto.

Bernanke (2007) descreve que medir variáveis esperadas não é uma questão trivial, pois resultados recentes demonstram que o modelo tradicional de expectativas racionais parece não ter um bom ajuste para economias com estruturas que se alteram constantemente, porém o modelo nos fornece uma estrutura útil para pensar sobre credibilidade e incentivos. Além disso, a hipótese de que a função objetivo dos formuladores de políticas é conhecida por agentes privados parece estar perdendo força. Esses modelos, segundo Bernanke (2007), ainda prevêm que as expectativas de longo prazo são ancoradas e não devem se mover ao longo do tempo. Essa falha da teoria da racionalidade perfeita abriu espaços para estudos investigativos sobre o nível em que essas expectativas estão ancoradas, possibilitando o surgimento dos *learning models* usados por exemplo por Bullard e Mitra (2002). Essa revolução em como ver as expectativas de inflação causaram implicações para modelos de dinâmica de preços, como a Curva de Phillips Nova Keynesiana (New Keynesian Phillips Curve) em que choques de inflação não afetam a economia em um grau elevado devido à

estabilidade das expectativas de longo prazo. As expectativas de longo prazo são normalmente mais relacionadas com decisões de preços e salários por parte dos agentes privados. Os learning models podem ser a resposta à discutida desinflação de Volcker segundo Erceg e Levin (2003), pois quando o Fed desinflaciona a economia utilizando a taxa de juros americana o efeito não é todo absorvido pelo output gap, mas também por uma mudança nas expectativas de longo prazo, diminuindo a taxa de sacrifício.

A recente literatura estudando a previsão de inflação e crescimento pode ser dividida em duas linhas de abordagem distintas. A linha de pensamento decorrente da relação da curva de Phillips, representada por Stock e Watson (1999), acredita que variáveis reais, como desemprego e desvio do produto são mais importantes na formação das expectativas de inflação e crescimento. A segunda linha que é evidenciada por Romer and Romer (2000), Cook e Hahn (1989), Ang et al. (2006), Estrella e Mishkin (1998a) e Gordon (1998) se baseia principalmente nas taxas de juros e nos prêmios pelo prazo (term spreads) de títulos governamentais. Vale ressaltar que esses modelos trazem implicitamente a hipótese de expectativas racionais, pois os prêmios pelo prazo contemplariam a racionalidade das expectativas dos agentes. Na literatura ainda pode ser encontrado estudos como Ang et al. (2007) que compara diferentes métodos de previsão, desde pesquisas de mercado a modelos ARIMA, para encontrar qual método faz a melhor previsão para a inflação do período seguinte.

Para realizar tal feito, utilizamos como variável dependente as médias e a dispersão das previsões de inflação e crescimento para o ano corrente e seguinte. Ou seja, foi coletada a primeira previsão realizada no ano, essa previsão podendo ser para o ano corrente ou seguinte. Importante ressaltar que no começo do ano, o agente econômico terá apenas informações do ano passado e com base nessas informações ele fará suas previsões para o ano corrente e para o próximo ano. A escolha das variáveis macroeconômicas candidatas foi baseada na recente literatura sobre o tema apresentada na seção subsequente deste trabalho. Para ter uma análise ampla, a ferramenta de análise econométrica será o estudo em painel desbalanceado em que será buscado modelar o comportamento desses fundamentos para 37 países durante 20 anos. Das principais estatísticas utilizadas nessa literatura para estabelecer o conteúdo de previsão, serão consideradas o R^2 Ajustado e o erro quadrático médio (RMSE).

Os resultados indicaram que para a expectativa de inflação os melhores previsores foram os juros e o desemprego, baseado na curva de Phillips. Resultado que colabora com a

literatura existente. No caso da expectativa crescimento, o destaque ficou para amplitude entre o desemprego efetivo e a sua taxa natural e colaborando com Estrella e Hardouvelis (1991), o prêmio pelo prazo explicou grande parte da formulação das expectativas. Variáveis mais diretas como inflação, desemprego e juros tiveram maior poder explicativo do que variáveis que não são facilmente interpretadas na economia real. O resultado pode ser advindo de diferenças informacionais, ou seja dificuldade em adquirir a informação, ou até da metodologia escolhida no trabalho, sendo que as variáveis mais diretas não tem dinâmicas distintas entre países.

A próxima seção discute a literatura. Os dados são apresentados e brevemente analisados na seção 3. A seção 4 descreve a metodologia utilizada, seguida pelos resultados do trabalho. A última seção conclui o trabalho com as principais descobertas e análises e também fornece uma abertura para futuros trabalhos.

2. Revisão Bibliográfica

É consenso entre economistas que as expectativas de inflação e crescimento são importantes na realização destas mesmas, pois a qualidade das expectativas resulta diretamente na eficiência da alocação do agente econômico, isso ocorre devido ao fato de que os agentes econômicos tomam decisões sobre alocação de recursos com base em suas expectativas. Sendo assim, o resultado de fato da inflação e crescimento dependem diretamente de suas expectativas. Ou seja, para estudarmos a inflação e o crescimento, temos que conhecer a formulação das suas expectativas.

Podemos dividir a literatura em dois pensamentos distintos: (i) variáveis não-financeiras e (ii) variáveis financeiras.

2.1. Variáveis Não-Financeiras

Na literatura que não utiliza ativos financeiros, as variáveis mais estudadas são o desemprego, desvios do produto potencial e a taxa de utilização da capacidade produtiva, todas por meio da curva de Phillips. Nessa linha de estudos podemos destacar o trabalho de

Stock e Watson (1999). A tentativa de prever a inflação esperada utilizando o desemprego não tem tido sucesso nos últimos anos, evidenciado, por exemplo, por Gordon (1998). A explicação para esses repetidos insucessos é usualmente a decadente taxa de desemprego americana e europeia dos anos anteriores a esses estudos. Além disso, outras variáveis vêm sendo utilizadas, como a taxa de utilização de capacidade e os desvios de produto, mas estas variáveis sofrem da imprecisão do tempo em que são calculadas, pois são variáveis dinâmicas que variam em tempo contínuo e não estão disponíveis em tempo real.

2.1.1. Curva de Phillips

O método utilizado no estudo das expectativas de inflação baseado na curva de Phillips é exemplificado por Stock e Watson (1999). A especificação da Curva de Phillips utilizada no trabalho é a seguinte:

$$E_t(\pi_{t+h}) - E_t(\pi_t) = \alpha + \beta_1^u unemp_t + \beta_2^\pi (\pi_t - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t . \quad (2.1)$$

Onde

$$.E_t(\pi_{t+h}) = E_t \left(\frac{P_{t+h} - P_t}{P_t} \right)$$

E_t representa a expectativa formulada no tempo t.

$E_t(\pi_{t+h}) - E_t(\pi_t)$ é a expectativa de inflação na primeira diferença, $unemp_t$ é o desemprego no ano t e $(\pi_t - \pi_{t-1})$ representa a inflação no ano t. Seus respectivos parametros são representados pelo β . Stock e Watson (1999) sugerem que apesar de obter bons resultados, os modelos de previsão de inflação podem ser melhorados com a utilização da curva de Phillips generalizada focada em atividade em vez de desemprego.

2.1.2. Metas de Inflação

Uma abordagem diferente para estudar a relação das ações de política monetária do BC e a reação das expectativas surge com o estudo do sistema de metas de inflação realizado por Johnson (1997) e Johnson (2002). Um dos principais objetivos da implementação de metas é o controle da expectativa de inflação. Assim, é esperado que essa ação resultasse em uma mudança nas expectativas de inflação e crescimento, e por consequência na inflação e no crescimento corrente.

Para utilizar as metas de inflação como possível guia da expectativa de inflação, Johnson (1997) estuda um caso específico, o efeito de anúncios do Banco Central Canadense (BCC) nas expectativas de inflação na implementação desse sistema de metas no país e as primeiras alterações das metas.

Johnson (1997) estima o modelo:

$$E_t(\pi_{t+h}) - E_t(\pi_t) = \alpha + \sum_{j=1,K} \beta_{1,j}^\pi \pi_{t-j} + \beta_2^\pi (E_{t-1}(\pi_{t-1}) - E_{t-2}(\pi_{t-2})) + \beta_3^{RFF} RFF_t + \beta_1^{xrat} xrate_t + \beta_1^{sp} SPREAD_t^h + \beta_1^u unemp_{t-1} + A announce + \varepsilon_t, \quad (2.2)$$

onde $xrate_t$ é a taxa de câmbio de dólares americanos para dólares canadenses, $SPREAD_t^h$ é o spread entre juros de prazo t e juros com prazo h , $unemp_{t-1}$ é a taxa de desemprego do período anterior, $announce$ é igual a 1 se houver algum anúncio do BCC sobre o controle de inflação. Por exemplo, um comunicado do BC falando que irá manter a ofeta monetária apertada (livro bege), e 0 caso contrário. O coeficiente de interesse é o A , pois este nos diz qual é o impacto a mais na expectativa de inflação causado pelo anúncio do BCC. Johnson (1997) descobre que apenas em um dos eventos testados de alteração da meta pelo BCC, a inflação esperada realmente é reduzida. A experiência do sistema de metas no Canadá foi bem-sucedida, pois mesmo demorando um pouco para se estabelecer e controlar as expectativas, a inflação ficou dentro do intervalo definido, atingindo o objetivo básico do sistema de metas de inflação.

Para ampliar os estudos na relação das metas com a formação das expectativa de inflação, Johnson (2002) estuda o efeito do sistema diretamente na inflação esperada por meio do nível, o desvio padrão e o erro absoluto das previsões em diversos países e anos. Johnson (2002) faz o estudo em painel para 11 países, 5 com metas de inflação que são Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia e Reino Unido. Para efeito de comparação, utiliza 6 países sem metas de inflação: França, Alemanha, Itália, Holanda, Japão e Estados Unidos. Para isso Johnson (2002) modela cada observação do país i no tempo t assim:

$$E_t(\pi_{i,t}) = \beta_{i,0} C_i + y_t Y_t + \delta^{ECB} T_{i,t}^{ECB} + \beta_t^i X_{i,t} + \delta T_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2.3)$$

onde $E_t(\pi_{i,t})$ é a expectativa de inflação no país i para o ano t , $\beta_{i,0}$ a constante que mede as diferenças de cada país em certos atributos que não variam ao longo dos anos, C_i controla o país e Y_t o ano. y_t , o coeficiente de Y_t mede os efeitos comuns de cada ano que não varia de país em país, $T_{i,t}^{ECB}$ demonstra se país é membro do Banco Central Europeu (BCE) e δ^{ECB} é o

efeito na expectativa de inflação se país ingressa no BCE. $\beta_t^i X_{i,t}$ controla os fatores internos e específicos do país. $T_{i,t}$ orienta se o país utiliza o sistema de metas e, finalmente, δ é o coeficiente de interesse, que mede o efeito das metas nas expectativas de inflação. Os resultados do modelo de Johnson (2002) demonstram que o nível da inflação abaixou com as metas, mas o desvio padrão e o erro absoluto das previsões não tiveram variação significativa.

2.1.3. Pesquisas de Mercado

Um dos trabalhos mais importantes na comparação de métodos de previsão de inflação é Ang et al. (2007), que comparam diferentes métodos de previsão da inflação, dentre eles modelos ARIMA, regressões baseadas na curva de Phillips, modelos da estrutura a termo da taxa de juros e pesquisas de mercado. Dos modelos que Ang et al. (2007) estimam, dois nos interessam mais: curva de Phillips e as tentativas com a estrutura termo da taxa de juros. A primeira série segue a modelagem:

$$E_t(\pi_{t+4}) = \alpha + \beta(L)'X_t + \varepsilon_t, \quad (2.4)$$

onde $E_t(\pi_{t+4})$ é a expectativa para 4 trimestres para frente, X_t combina π_t com mais algumas variáveis de atividade. Já os modelos da ETTJ seguem três diferentes metodologias, sendo uma delas um VAR (1) com inflação, juros de curto prazo, crescimento e spread.

Apesar de utilizar esses modelos e outros ARMAs, Ang et al. (2007) concluíram que a melhor metodologia de previsão da inflação futura são as pesquisas de mercado. Os autores ainda garantem que a combinação dos outros métodos não obtém melhores resultados que a pesquisa comum. O presente estudo não considera pesquisas com o público como uma variável a ser testada, pois o objetivo do estudo é utilizar apenas variáveis econômicas.

2.2. Variáveis Financeiras

Dentre os trabalhos considerando as variáveis financeiras podemos destacar Romer e Romer (2000) que utilizam os juros de curto prazo, Fama (1990) com o prêmio pelo prazo, Friedman e Kuttner (1992) e o prêmio pelo risco (default spread), preços de ações com Estrella e Mishkin (1998a), e Gordon (1998) que utilizou a taxa de câmbio. As taxas de juros de curto prazo foram amplamente utilizadas nos últimos anos. A tentativa de encontrar alguma relação decorre do fato que a maioria das autoridades monetárias do mundo utiliza

essas taxas como instrumento para controlar a inflação. Sendo assim, autores acreditam que o público deve acompanhar essa variável para formular suas expectativas.

2.2.1. Taxa de Juros de Curto Prazo

Romer e Romer (2000) estudam a relação entre as ações do Fed e o mercado de juros no mercado norte-americano de 1965 a 1991. A ligação ocorre por meio da variação das expectativas do mercado ao tomar conhecimento da política monetária adotada pelo Fed. Romer e Romer (2000) comparam as previsões de inflação do Fed e do mercado. Por meio da equação:

$$\pi_{ht} = \alpha + \beta_1^\pi E_t(\hat{\pi}_{ht}^C) + \beta_2^\pi E_t(\hat{\pi}_{ht}^F) + \varepsilon_{ht} , \quad (2.5)$$

em que, π_{ht} é a inflação efetiva, $E_t(\hat{\pi}_{ht}^F)$ é a previsão do Fed, $E_t(\hat{\pi}_{ht}^C)$ é a previsão comercial, t é a data da previsão e h o horizonte dessa previsão. Romer e Romer (2000) demonstram que o Fed tem melhores previsões do que o mercado. Segundo os autores, essa assimetria de informação se deve a quantidade de recursos a mais que o Fed direciona para a área de previsões e não por privilégio político. Sabendo dessa vantagem, Romer e Romer (2000) estudam se as ações de política monetária do Fed dão sinais sobre suas expectativas, e ainda se o mercado ajusta suas expectativas com essa nova informação. O estudo é feito pela equação:

$$E_{t+1}(\hat{\pi}_{h,t+1}^C) = \alpha + \beta_1^{RFF} \Delta RFF_t + \beta_1^\pi E_t(\hat{\pi}_{ht}^C) + \beta_3^\pi (E_{t+1}(\hat{\pi}_{h,t+1}^F) - E_t(\hat{\pi}_{ht}^F)) + \varepsilon_{h,t+1} . \quad (2.6)$$

Os autores utilizam a mudança na meta da taxa Fed Funds, ΔRFF_t , para medir a ação monetária e encontram um β_1^{RFF} positivo, indicando que o mercado ajusta suas expectativas sabendo da ação do Fed. Para o presente estudo, Romer e Romer (2000) colaboram com a afirmação de que o mercado utiliza informações da política monetária do Fed para formular suas expectativas.

Outros autores que seguem na mesma linha baseiam sua pesquisa na hipótese de que o preço dos títulos públicos negociados no mercado contém informação sobre a expectativa de inflação dos agentes. Por esse caminho, Kuttner (2001) e Cook e Hahn (1989) tentam explicar os movimentos dos juros desses títulos pela variação do instrumento da política monetária do Fed, a meta da taxa Fed Funds. Acreditam que a variação da meta da taxa de juros básica da economia americana influi na expectativa da mesma e assim nos preços dos títulos. Para testar

a proposição, Cook e Hahn (1989) estimam quanto uma mudança na meta da taxa Fed Funds alteraria os juros dos títulos na década de 70.

Estimam a equação:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta_1^{RFF} \Delta RFF_t + \varepsilon_t. \quad (2.7)$$

ΔR_t é a variação nos títulos com prazo de 3, 6 e 12 meses, 2, 5, 10 e 20 anos. O coeficiente de interesse é o β_1^{RFF} que nos informa quanto a mudança de 100 pontos base na meta da taxa Fed Funds afeta os juros dos títulos. Cook e Hahn (1989) encontram que no curto prazo o efeito é grande, mas para prazos mais extensos esse efeito vai diminuindo. Isso explica que a cada aumento no prazo, a resposta à nova informação é cada vez menor, sendo a variação referente ao prêmio pelo prazo. Segundo Cook e Hahn (1989), essa resposta não colabora com a teoria das expectativas, pois as reações de títulos com prazos diferentes deveriam ser as mesmas.

Kuttner (2001) critica Cook e Hahn (1989) por não distinguir mudanças esperadas e inesperadas. Recriando o estudo de Cook e Hahn (1989) para as décadas de 80 e 90, Kuttner (2001) utiliza as taxas futuras para distinguir mudanças inesperadas e assim corrigir o erro considerado.

$$\Delta R_t = \alpha + \beta_2^{RFF} \Delta RFF_t^{esp} + \beta_3^{RFF} \Delta RFF_t^u + \varepsilon_t, \quad (2.8)$$

em que ΔRFF_t^{esp} é a mudança da taxa Fed Funds esperada e ΔRFF_t^u é a variação inesperada, β_2^{RFF} e β_3^{RFF} são seus respectivos coeficientes. Kuttner (2001) descobre que a variação é bem maior quando a ação é inesperada e assim consistente com a hipótese de expectativa da ETTJ. É importante notar que tanto Cook e Hahn (1989) como Kuttner (2001) estão testando a relação com expectativas de inflação por meio da inflação implícita nos títulos públicos, mas tem o mesmo objetivo final que Romer e Romer (2000), em medir o efeito nas expectativas do público de uma política monetária do banco central.

2.2.2. Estrutura a Termo da Taxa de Juros

Seguindo a linha de Cook e Hahn (1989), Romer e Romer (2000) e Kuttner (2002), outros economistas que consideram importantes os sinais da política monetária do país para a formulação das expectativas de crescimento e inflação começaram a utilizar os prêmios pelo prazo ou *term spreads* que segundo a literatura é um robusto indicador da política monetária. Essa variável consiste na diferença de taxa de títulos públicos de longo prazo e de curto prazo.

Fama e Gibbons (1984) comparam diferentes métodos de previsão de inflação, um estudo parecido com o de Ang et al. (2007). Utilizando a ETTJ, modelos de séries temporais e pesquisas de mercado os autores tentam achar o melhor modelo para explicar a formação da inflação esperada. Os autores retiram a expectativa de inflação dos títulos públicos de longo prazo para o período entre 1953 a 1977. Segundo Fama e Gibbons (1984), o melhor modelo para inflação é:

$$E_t(\pi_t) = \beta_t^{sp} SPREAD_{t-1}^t + \varepsilon_t . \quad (2.9)$$

Fama e Gibbons (1984) provam que a previsão pela ETTJ atinge melhores resultados quando comparado aos modelos de séries temporais e uma pesquisa de mercado, a Levignston Survey, um resultado oposto ao descrito por Ang et al. (2007).

Essa relação entre a ETTJ e a inflação esperada não é observada no curto prazo como evidenciado por Mishkin (1990a) que mostra que a estrutura de treasury bills não é uma boa previsora. Em seu outro trabalho, Mishkin (1990b) tenta encontrar relação de previsão dos spreads de prazos mais longos para a inflação. A equação estimada:

$$E_t(\pi_{t+h}) - E_t(\pi_{t+1}) = \alpha_h + \beta_h^{sp} SPREAD_{t+1}^h + \varepsilon_t , \quad (2.10)$$

mostra a variação futura da inflação regredida pela inclinação da ETTJ. O autor encontra que uma inclinação positiva da ETTJ indica uma tendência de elevação da taxa de inflação esperada. Mishkin (1990b) mostra que a estrutura com títulos de longo prazo do tesouro americano, os *treasury bonds*, é melhor previsora do que os títulos de curto prazo do tesouro americano, os *treasury bills*, já testados em Mishkin (1990a).

Crockett (1998) contesta os trabalhos que vinham utilizando a ETTJ para prever inflação, pois afirma que os resultados obtidos por esses autores dependem da premissa que os preços dos ativos de mercado incorporam toda informação disponível. Para constatar isto, Crockett (1998) testa a hipótese de expectativas racionais para títulos reais de um período. Pela equação:

$$E_t(\pi_{t+1}^{bond}) = \varphi(X_t, Z_{t+1}) + \varepsilon_t , \quad (2.11)$$

onde $\varphi(X_t, Z_{t+1})$ representa um vetor com toda a informação disponível para esse e o próximo período. $E_t(\pi_{t+1}^{bond})$ é a expectativa de inflação implícita no título público escolhido pelo autor. Crockett (1998) propõe que se ε_t for nulo, podemos inferir que as expectativas

racionais existem. Mas Crockett (1998) afirma que a proposição não foi observada. Assim, Crockett (1998) conclui que os títulos públicos de longo prazo podem não conter a expectativa de inflação dos agentes como proposto pela literatura econômica.

Já para a atividade econômica temos estudos como Estrella e Hardouvelis (1991) que constataam que a estrutura a termo pode ser um bom previsor do crescimento do PIB. Para estudar a influência da ETTJ sobre o crescimento os autores utilizam:

$$E_t(y_{t+h}) = \alpha_0 + \beta_1^{sp} SPREAD_t + \sum_{i=1}^N \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_t , \quad (2.12)$$

onde o coeficiente de interesse é β_1^{sp} que demonstra a influência do spread de prazo na expectativa de crescimento do produto ($y_{t,t+h}$) entre t e t+h. Os autores suportam que a curva de juros é importante na previsão do crescimento e oferece a explicação que há muita informação independente da política monetária e que as previsões pela ETTJ deveriam ser mais utilizadas pelo governo e pelo público. Estrella e Hardouvelis (1991) ainda demonstram, utilizando um modelo probit, que a curva a termo de juros tem alto poder de previsão para recessões.

Ang et al. (2006) montam um modelo dinâmico para o crescimento utilizando a ETTJ para caracterizar as expectativas de crescimento do produto. Os autores encontram que as taxas de curto prazo são melhores previsores do que qualquer outro prazo. O modelo utilizado no estudo segue a forma genérica:

$$E_t(y_{t+h}) = \alpha_h^{(n)} + \beta_h^{(n)} (SPREAD_t^n) + \varepsilon_{t,h}^{(n)} , \quad (2.13)$$

onde o crescimento para o período h é regredido na estrutura a termo no prazo n. Esse modelo tenta capturar o efeito do spread temporal da ETTJ nas expectativas de crescimento do mesmo país. Ang et al. (2006) ainda sugerem um modelo com o crescimento passado e o prazo mais longo para medir a inclinação. Esse modelo produz previsões eficientes fora da amostra.

Cecchetti et al. (2000) testam para os E.U.A. de 1985 a 1998, vários indicadores para previsões fora da amostra. As variáveis utilizadas foram, por exemplo, juros, ETTJ, spreads e etc. Os autores concluíram que nenhuma variável é boa e que a melhor alternativa na previsão de inflação é o modelo auto regressivo simples, mas esse resultado pode ser devido à grande instabilidade das previsões ano a ano feitas no estudo.

2.2.3. Prêmio pelo Risco

O prêmio pelo risco de títulos também foi extensivamente utilizado por economistas na previsão das expectativas, especialmente de crescimento.

Esse prêmio pelo risco ou *default spread* é calculado pela diferença entre taxas de juros de mesma maturidade com diferentes graus de risco. Um dos principais trabalhos focando essa variável foi Friedman e Kuttner (1992).

Friedman e Kuttner (1992) criam um modelo VAR para os E.U.A. utilizando as décadas de 70 e 80. Pelo modelo:

$$E_{t-i}(y_t - y_{t-i}) = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i^m (m_{t-i} - m_{t-i-2}) + \sum_{i=1}^4 \gamma_i (g_t - g_{t-i-2}) + \sum_{i=1}^4 \delta_i (y_{t-i} - y_{t-i-2}) + \sum_{i=1}^4 \beta_i^{SP} SPREAD_{t-i}^t + \varepsilon_{t-i} . \quad (2.14)$$

Os autores encontram que para os E.U.A., quando se utiliza os spreads de risco (m) no modelo VAR, o prêmio pelo prazo, juros e a taxa de crescimento passado (g) perdem poder de previsão chegando a se tornar irrelevantes. Friedman e Kuttner (1992) também encontram que os prêmios pelo risco não Granger causam a inflação.

2.2.4. Preços de Ações de Dividendos

Ainda buscando bons previsores para as recessões, Estrella e Mishkin (1998a) propõem criar um modelo para prever recessões via índice de preços de ativos. Pelo método de máxima verossimilhança estimam o crescimento em um prazo de 1 a 8 trimestres para prever se vai haver recessão nos E.U.A no ano de 1990. O modelo probit estudado em Estrella e Mishkin (1998a) é o seguinte:

$$L = \prod_{\{R_{t-k}=1\}} F(\beta' x_t) + \prod_{\{R_{t-k}=0\}} [1 - F(\beta' x_t)] \quad (2.15)$$

onde $P(R_{t+k} = 1) = F(\beta' x_t)$

e $y_{t+k}^* = \beta' x_t + \varepsilon_t = F(\beta' x_t)$,

quando $R_t = \begin{cases} 1, & \text{se } y_t^* < 0 \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases}$.

Se $R_t = 1$ a economia está em recessão, se $R_t = 0$ o país não está em recessão. O R_t é estimado com a função de máxima verossimilhança. As variáveis explicativas ficam no vetor x_t e seus coeficientes estão no vetor β' .

Tanto em testes dentro da amostra ou fora da amostra, os resultados indicaram que as melhores variáveis de previsão são a inclinação da estrutura a termo e um índice comercial da bolsa de Nova Iorque (NYSE).

Estrella e Mishkin (1998a) foram um dos únicos que encontraram índice de preços de ações como bom previsor de crescimento. Apesar de muitos acreditarem que os preços de ações ou retorno de dividendos fossem bons previsores para inflação e crescimento, não foram encontradas boas evidências até o presente estudo.

2.2.5. Taxa de Câmbio

Outra variável comum na literatura da formação das expectativas é a taxa de câmbio. Diversos autores acreditam que o câmbio é um tradicional meio de transmissão de inflação em economias abertas. Para os E.U.A., Gordon (1998) acha boas evidências da utilização do câmbio nos modelos de curva de Phillips. Gordon (1998) propõe o seguinte modelo:

$$E_t(\pi_t) = \beta_1^\pi \pi_{t-1} + \beta_{1,2}^u unemp_{t-1} + \beta_1^{xrat} xrate_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (2.16)$$

Além disso, Gordon (1998) estuda outras variáveis interessantes para a adição à curva de Phillips e encontra a variável não financeira de taxa de utilização da capacidade como uma boa candidata a previsora das expectativas. A busca por variáveis para complementar o modelo de Phillips é proveniente dos problemas de estimação utilizando a taxa de desemprego NAIRU.

Outro estudo, Goodhart e Hofmann (2000) abrange o estudo de Gordon (1998) para dezessete países. Testando se o modelo (2.17), que contempla o índice do mercado acionário Norte-americano (dow), se sai melhor que outros modelos de séries temporais para a inflação esperada. A equação base do estudo é:

$$E_t(\pi_t) = \alpha + \beta_1^\pi \pi_{t-1} + \beta_1^{dow} dow_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (2.17)$$

Apenas em dois dos dezessete países estudados, o modelo foi mais eficiente do que o modelo benchmark (modelos AR utilizando apenas a inflação passada). Por outro lado no estudo Goodhart e Hofmann (2000) identificaram que um modelo (2.18) utilizando a taxa de câmbio e a inflação passada tem resultados melhores que um modelo AR simples:

$$E_t(\pi_t) = \alpha + \beta_1^\pi \pi_{t-1} + \beta_1^{xrat} xrat_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (2.18)$$

Para o presente estudo podemos tirar quatro conclusões. A primeira é que as variáveis que realmente fazem parte da formação das expectativas de crescimento e inflação ainda não estão bem explicitadas. As variáveis que a literatura julgava como as mais óbvias na relação com tais expectativas não forneceram as informações esperadas. Tentaremos verificar se algumas dessas variáveis tiveram poder de previsão nas últimas duas décadas. Em segundo lugar, podemos inferir que o prêmio pelo prazo proveniente do estudo da ETTJ é sério candidato para a explicação da expectativa de crescimento. Já para inflação apostaríamos no modelo da curva de Phillips e os desvios de produto que têm sido as variáveis mais confiáveis para o estudo. Ainda que seja importante lembrar que, segundo a crítica de Lucas (1973), relações empíricas em dados históricos podem ser quebradas com uma mudança de política. A última conclusão que podemos inferir da revisão bibliográfica é que as relações de previsões parecem ser transitórias, sendo que nenhum estudo conseguiu demonstrar resultados realmente consistentes ao longo do tempo.

3. Dados

Os dados utilizados nesses estudos foram coletados nas bases da Consensus Economics e do IMF – International Financial Statistics (IFS). Sendo as expectativas do Consensus Forecast Report e as variáveis correntes do IFS. As previsões são de cada mês de Janeiro e podem ser para o ano corrente ou para o próximo ano. As primeiras medidas de estudo são as médias das previsões de inflação e crescimento, sendo a média entre todas as previsões realizadas em Janeiro daquele ano. No nosso estudo todas as séries esperadas serão assumidas como coletadas em dezembro do ano anterior. A segunda medida é a dispersão das previsões, sendo o maior valor da série subtraído o menor valor da série de cada país e cada ano. Assim, o estudo busca uma conclusão sobre a variação entre as expectativas de inflação e crescimento.

A variabilidade entre as previsões pode ser fruto de duas razões. A primeira é que os previsores podem interpretar de maneira diferente a mesma informação pública ou podem ter diferentes informações privadas. Segundo, pode ser que as previsões foram feitas em diferentes dias do mês de Janeiro, sendo assim atualizadas ao longo do mês. Esse mesmo efeito deve ser observado nas previsões para o ano seguinte, mas com um efeito menor.

A tabela A.1 mostra a periodicidade de cada uma das variáveis dependentes do presente estudo. As medidas mais simples e comuns de serem encontradas são as médias das

previsões para o ano corrente, tanto para inflação quanto para o crescimento essa é a medida mais usual. A variabilidade, mensurada pelo desvio padrão não é usualmente encontrada nas bases de dados. São poucos os países que calculam essa medida, provavelmente devido a maior dificuldade de interpretação econômica. Por isso utilizamos como *proxy* a dispersão da série, sendo essa mensurada como o valor mais alto (*high*) subtraído do menor valor (*low*) da série. Já as previsões para o ano seguinte são raras por serem menos usuais no mercado. A dificuldade para estimar a inflação do ano seguinte é sempre maior, assim muitos previsores preferem não arriscar sua credibilidade nessa missão. Note que na tabela A.2. é demonstrada a periodicidade dos dados de dispersão (*high-low*).

A tabela A.3 demonstra o tamanho e período da amostra utilizada no trabalho. Nota-se que variáveis comumente usadas para análise econômicas são facilmente encontradas, como inflação, crescimento, taxa de juros e taxa de câmbio. Já as variáveis que demandam mais trabalho para o seu cálculo como o superávit primário não é facilmente achada e resulta em vários buracos no meio da amostra. Por este motivo, a utilização de um método econométrico adequado para esta situação.

Para escolher as variáveis explicativas foi levada em conta a relação das mesmas com as variáveis dependentes explicitadas na teoria econômica. A inflação e o crescimento corrente são variáveis básicas. É justo pensar que quando formulando a expectativa de inflação ou crescimento, o agente econômico utilize a informação sobre essas variáveis no período anterior. Além disso, não faz sentido pensar que a variável corrente não é usada para a formulação da expectativa do resultado da variável no período seguinte. Por exemplo, um agente econômico prevendo a inflação para o ano de 2012, deverá utilizar a informação da inflação passada em 2011. Por esta razão, em todas as regressões base do estudo foram utilizadas as variáveis passadas da variável prevista.

4. Metodologia

Para modelar o comportamento da inflação e crescimento esperados foi utilizado um modelo em painel. A variável de interesse, $E_t(Z_{i,t+n})$ pode ser a expectativa de inflação ou crescimento para o ano corrente ou o ano seguinte. A variável resposta foi modelada em função de um vetor de k variáveis, $X_{i,t}$ que são candidatas a ter relação com as expectativas de inflação e crescimento. Por exemplo, a variável k -ésima do vetor $X_{i,t}$ pode ser variação cambial, inflação passada ou juros de curto prazo. O método de estimação em painel permite a

utilização de efeitos fixos e comuns no tempo para capturar especificidades de cada país e ano. Com isso eliminamos um viés de estimação que pode estar causando distorção nas relações encontradas.

$$E_t(Z_{i,t+n}) = \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t} . \quad (4.1)$$

Para começar a testar os modelos em painel, vamos começar com o modelo (4.1) que é o modelo básico em painel, sem efeitos fixos e comuns. Como a teoria sugere que resultados utilizando efeitos fixos são mais significantes iremos testar essa hipótese para o nosso caso.

Os efeitos fixos de equação (4.2.) são representados por C_i que igual a 1 se observação é do país i ; e A_t igual a 1 se a observação é do ano t , sendo respectivamente o efeito fixo de país e temporal comum seguindo a teoria de estudos em painel. Essas ferramentas econométricas retiram choques específicos de países e anos diferentes e assim corrige possíveis erros da regressão principal. Sendo assim, todos os resultados do presente estudo serão obtidos utilizando os efeitos fixos.

Cada observação do país i no ano t será modelada da seguinte maneira:

$$E_t(Z_{i,t+n}) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t} . \quad (4.2)$$

Onde $E_t(Z_{i,t+n})$ representa as expectativas de inflação ou crescimento com os subscritos i =Argentina, Austrália, Áustria, (...) representando país e os anos t =1990, 1991, 1992, (...). C_i e A_t os efeitos fixos. $X_{i,t}$ é o vetor de candidatas a variáveis explicativas. Os coeficientes de interesse na equação (4.2) são os β_t que demonstram a relação entre as variáveis explicativas e as expectativas de crescimento e inflação. A análise no trabalho espera verificar a significância e sinal desses coeficientes, assim podemos confirmar se a variável candidata tem alguma influência na formação das expectativas de crescimento e inflação. O coeficiente η_i e δ_t são resultados de variáveis de controle, sendo assim não há interesse em estudar os resultados obtidos com elas. Os erros desse modelo são heteroscedásticos e não correlacionados.

Para avaliar os modelos utilizaremos a medida R^2 ajustado, que mede a força do ajuste encontrado.

$$R^2_{ajustado} = \frac{(\sum_{i=1}^n Y_i - \beta X_i)^2}{n-k}. \quad (4.3)$$

Esse índice é superior ao R^2 usual, pois leva em conta a quantidade de variáveis impostas no modelo, a ponderação e feita no denominador retirando o número de variáveis do número de observações. Quanto maior for essa medida, melhor foi ajuste atingido pelo modelo.

Outra medida que será utilizado é o erro quadrático médio (RMSE), seguindo sua utilização em Chechetti et al. (2000). Calculado da seguinte maneira:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}}. \quad (4.4)$$

A medida é uma aproximação do desvio padrão, garantindo ao trabalho uma abordagem pela volatilidade em que mede a diferença entre o previsto e o valor efetivo. Quando adicionada uma variável a mais, o valor do RMSE deve decrescer se a variável ajudar a melhorar o modelo.

É importante ressaltar que nosso trabalho parte da hipótese que as expectativas são racionais, ou seja, assim como Sargent e Wallace (1976), propõe que o público utiliza toda informação disponível naquela data. Para podermos estudar qual variável tem mais conteúdo de previsão temos que supor que o indivíduo formando a previsão tem acesso a toda informação possível. Sargent e Wallace (1976) demonstram que as expectativas são racionais e não adaptativas como os monetaristas propunham.

O objetivo desta pesquisa é descobrir quais são os fundamentos macroeconômicos que mais influem no resultado da média e da dispersão da inflação e crescimento esperados. Assim esperamos ter base para estudar o efeito de mudanças nessas variáveis macroeconômicas no comportamento da expectativa de inflação e crescimento. O estudo começa pela seleção das variáveis macroeconômicas candidatas em ter o maior nível de explicação das expectativas do público. A seleção é baseada na teoria clássica econômica.

A utilização da variação da taxa de câmbio advém da teoria da macroeconomia aberta. É comum afirmar que via a validade da Paridade do Poder de Compra, as variações na taxa de câmbio devem ser refletidas no índice de preços do país como exemplificado em Gordon

(1998). Além disso, é comum a análise de muitos economistas afirmarem que o câmbio é um forte transmissor de inflação via importação de bens.

A taxa de juros nominal é uma forte candidata como variável previsora da inflação, pois é consenso entre economistas que essa tem sido o principal instrumento monetário nos últimos anos. Além disso, podemos buscar o enfoque teórico da regra da Taylor que sugere uma equação de decisão para as autoridades monetárias mundiais. A hipótese que será testada com essa variável é a de que os agentes econômicos levam em conta a política monetária dos seus países quando estimando a inflação e o crescimento futuro seguindo a literatura de Cook e Hahn (1989), Romer e Romer (2000) e Kuttner (2002). Teoricamente espera-se um sinal negativo quando relacionado à inflação, devido ao conhecimento por parte do previsor de um combate a inflação. No caso do crescimento, o sinal esperado também é negativo, pois uma política monetária contracionista deve causar um declínio no investimento e no consumo e por consequência no produto do país. Isso no caso em que o BC é um agente ativo, pois no caso em que o BC se posiciona como agente passivo, a variável deve seguir a inflação e a produtividade marginal do capital.

Junto a isso podemos inferir a utilização dos *term spread*, prêmio pelo prazo, como sugerido por Fama e Gibbons (1984), Mishkin (1990b), Estrella e Hardouvelis (1991) e Ang et al. (2006). Tanto para a inflação como para o produto, a descrição segue a teoria das expectativas dos juros. É descrito pela literatura como um meio dos agentes em ler a política monetária desenvolvida pelo país. Um aumento do prêmio estaria indicando um afrouxamento da política monetária atual ou uma expectativa de aperto monetário no longo prazo, o que levaria a uma reação positiva tanto da inflação como de crescimento. Apesar de ser uma das variáveis chaves de trabalhos de expectativas, a estimação das expectativas via títulos do governo negociados publicamente recebe severas críticas dos opositores da racionalidade como Crockett (1998). Como no presente estudo, supomos racionalidade dos agentes, podemos utilizar a variável supondo que as taxas implícitas nesses títulos contém toda informação disponível em dado momento.

Outra variável candidata a explicar a expectativa de crescimento é a variação do superávit primário em relação ao PIB. Uma questão em relação a essa variável é o sentido do seu efeito no crescimento, se por um lado a austeridade fiscal pode trazer benefícios ao país e impulsionar o seu crescimento, a expansão fiscal faz o país crescer mais no curto prazo.

O desvio do produto em relação ao produto tendencial pode ter poder explicativo em ambos os casos, tanto para inflação como para o crescimento. Para com o crescimento a relação é mais evidente, se o produto está abaixo da tendência, é esperado que o país cresça mais, sendo assim o coeficiente associado a esta variável deve ser negativo, baseado na clássica lei de Okun (1962). Para a inflação o raciocínio é parecido, pois se o produto está abaixo do potencial os preços devem estar também, assim se espera um aumento da inflação nos anos seguintes. O desvio de desemprego em relação a taxa natural de desemprego tenta capturar o efeito descrito na teoria da curva de Phillips, sendo que um valor negativo, expressando a taxa de desemprego abaixo da natural, sugere um desemprego alto e por consequência um movimento ao contrário de inflação, linha seguida por Stock e Watson (1999)

Alguns estudos como Gurkaynck, Sack e Swanson (2005) e Levin, Natalvea e Piger (2004) usam a diferença entre yields de bonds nominais e indexados a inflação como a *proxy* de expectativas de inflação de longo prazo. É importante lembrar que essa inflação é proveniente do mercado financeiro, então devemos interpretá-la de maneira diferente, contando para o fato de essas expectativas variarem com prêmio pelo risco e prêmio pela liquidez do ativo.

Outra variável a ser estudada, será a variação da oferta monetária (M1), sendo um a outra forma de capturar o efeito da política monetária do governo. Esperamos uma relação positiva com ambas variáveis de resposta. Uma variação positiva da oferta monetária é resultante de uma política expansionista.

O estudo buscará as relações entre as variáveis explicativas candidatas e as dependentes derivadas das expectativas de inflação e produto. Os objetivos englobam não apenas verificar o poder de ajuste dessas variáveis, mas se os resultados empíricos seguem as respostas esperadas pela teoria macroeconômica.

Inicialmente, a análise é do efeito das variáveis na média das expectativas de inflação e crescimento. Dado esse resultados, o passo posterior é a análise dos efeitos em relação à dispersão das variáveis esperadas. O método utilizado foi a estimação em painel, como já explicitado e comentado em seções anteriores. É de extrema relevância agora, a comparação entre os modelos propostos. A comparação será feita com base no índice de ajuste r-quadrado ajustado e o RMSE.

5. Resultados

5.1. Efeitos Fixos

Antes passar para os resultados de interesse, é importante demonstrar a necessidade de usar os efeitos fixos de tempo e comum em todos os modelos do estudo. Para isso as Tabelas 5.1 e 5.2 mostram como as estimações básicas, sendo compostas, por exemplo, pela expectativa de inflação e a inflação passada, reagem a diferentes especificações de modelos com e sem os efeitos fixos.

Tabela 5.1.1. Modelos com e sem efeitos fixos para inflação – 1990 - 2010

	Beta da variável realizada passada (t- statistic)	Adj. r-squared
cpi_c_m		
Sem Efeito Fixo	0,6714 (2,34)	0,2932
Efeito Fixo Temporal	0,6755 (2,30)	0,2974
Efeito Fixo País	0,6331 (4,50)	0,2547
Ambos Efeitos Fixos	0,6388 (9,80)	0,2588
cpi_next_m		
Sem Efeito Fixo	0,1734 (1,96)	0,2258
Efeito Fixo Temporal	0,17 (1,82)	0,2426
Efeito Fixo País	0,1423 (1,61)	0,2186
Ambos Efeitos Fixos	0,1418 (1,92)	0,2272
cpi_c_sd		
Sem Efeito Fixo	0,1044 (13,4)	0,7641
Efeito Fixo Temporal	0,0995 (14,01)	0,7633
Efeito Fixo País	0,1122 (13,90)	0,7819
Ambos Efeitos Fixos	0,1104 (14,31)	0,7791
cpi_next_sd		
Sem Efeito Fixo	0,1199 (9,01)	0,7744
Efeito Fixo Temporal	0,1160 (5,61)	0,7714
Efeito Fixo País	0,1182 (7,42)	0,7765
Ambos Efeitos Fixos	0,1160 (6,90)	0,7714

Lembrando que partindo do modelo simples e sem efeitos fixos:

$$E_t(Z_{i,t+n}) = \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t} . \quad (5.1)$$

Vamos partir para um modelo em painel completo:

$$E_t(Z_{i,t+n}) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t} . \quad (5.2)$$

Tabela 5.1.2. Modelos com e sem efeitos fixos para crescimento – 1990 – 2010

	Beta da variável realizada passada (t- statistic)	Adj. r-squared
grw_c_m		
Sem Efeito Fixo	0,5550 (1,09)	-.0358
Efeito Fixo Temporal	0,3101 (12,87)	0,4505
Efeito Fixo País	0,2373 (8,56)	0,5603
Ambos Efeitos Fixos	0,2052 (9,80)	0,6504
grw_next_m		
Sem Efeito Fixo	0,5354 (2,10)	-.14300
Efeito Fixo Temporal	0,2062 (3,09)	0,2745
Efeito Fixo País	0,0895 (1,83)	0,7903
Ambos Efeitos Fixos	0,0773 (5,31)	0,8269
grw_c_sd		
Sem Efeito Fixo	0,0603 (0,9)	-.04985
Efeito Fixo Temporal	-.0539 (-1,10)	0,0506
Efeito Fixo País	-.0716 (-0,98)	0,3323
Ambos Efeitos Fixos	-.0728 (-2,15)	0,3395
grw_next_sd		
Sem Efeito Fixo	0,0790 (1,51)	-.10200
Efeito Fixo Temporal	-.0298 (-0,39)	0,1084
Efeito Fixo País	-.0157 (-1,32)	0,5574
Ambos Efeitos Fixos	-.0480 (-1,02)	0,6093

Note o ganho de significância das variáveis e ajuste do modelo nas especificações mais completas, com efeitos fixos na tabela 5.1.1. e 5.1.2. O maior efeito é o aumento de significância das variáveis explicativas. Em relação ao ajuste, a explicação não é direta pois pode haver uma redução de viés em modelos com os instrumentos do estudo em painel

5.2 Modelos de Expectativa de Inflação

Tabela 5.2.1. – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Inflação do Ano Corrente (1990 – 2010)

Beta	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(t- statistic)											
Inf (-1)	0,64 (13.33)	0,45 (22.99)	0,48 (1.96)	0,69 (35.85)	0,66 (38.29)	0,41 (22.2)	0,37 (25.35)	0,40 (12.39)	1,39 (21.51)	0,38 (3.65)	0,48 (1.96)
Grw (-1)											
Varxrat (-1)			0,69 (-2.94)			0,05 (-9.68)	0,04 (8.52)				
Shortrate (-1)				0,01 (0.55)			0,20 (6.94)				
Surplus (-1)								0,01 (3.65)			
Outputgap (-1)					0,02 (1.20)			0,08 (2.88)			
Spunemp (-1)		-0,06 (-1.95)				-0,08 (-2.63)	-0,05 (-2.06)				
Inf (-2)									-0,27 (-5.70)		
Varmoney (-1)										0,10 (0,95)	
Termosp (-1)											0,64 (15.42)
No. Cross Sections	37	33	36	33	26	31	29	20	37	22	25
Adj. r-squared	0,26	0,81	0,44	0,94	1,00	0,85	0,89	0,82	0,48	0,55	0,88
RMSE	2,71	1,25	1,54	1,91	0,73	1,20	0,89	0,53	2,12	1,94	1,01

Nota: Inf=Variação a.a. CPI (%); Grw=Variação a.a. GDP (%); Varxrat=Variação a.a. Taxa de Câmbio Moeda Doméstica/US\$ (%); Shortrate= Taxa de Juros Nominal Títulos de Curto Prazo a.a. (%); Surplus=Variação Superávit Primário/GDP a.a. (%); Outputgap= Variação do Desvio do Produto em relação ao produto tendencial, calculado utilizando o filtro HP a.a. (%); Spunemp= Var. Desvio da taxa de desemprego da taxa natural de desemprego, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); varmoney= Var. oferta monetária (m1) do país, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); termosp= diferença entre as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de longo prazo (~30 anos) menos as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de curto prazo (~12 meses) . a.a. (%)

Para testar o nível da expectativa de inflação, foi utilizado duas especificações do modelo base.

$$E_t(\pi_{t+1}) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}. \quad (5.3)$$

A primeira é a equação (5.3), onde $E_t(\pi_{t+1})$ representa a expectativa de inflação feita em janeiro do ano t+1 para o próprio ano de t+1. Para efeitos de notação foi assumida que a expectativa foi formada no final do ano anterior (t), pois como nossas observações de expectativa foram coletadas em janeiro, o agente tinha pouca novas informações desde o final do ano anterior (t). Assumimos que toda informação utilizada para formação da expectativa é do ano t.

Na tabela 5.2.1., reportamos os resultados obtidos pelos modelos de expectativa de inflação para o ano corrente. Além dos coeficientes, o R^2 ajustado, o RMSE e o número de países na regressão. A medida de ajuste R^2 ajustado ficou entre 0,26 e 0,98, enquanto o RMSE variou de 0,53 a 2,71, o que demonstra uma variabilidade grande no ajuste dos modelos propostos.

As variáveis inflação individualmente e a variação cambial não obtiveram sucesso estimando a expectativa da variação dos preços, apesar de ser duas variáveis com relação direta segundo a teoria macroeconômica. Sendo a inflação corrente a variável mais clara para a formação das expectativas das próximas inflações, esta foi significativa em todos os modelos. Além disso, na estimação utilizando apenas a inflação passada, podemos inferir que a influência da inflação corrente é menor do que o esperado. O modelo simples registrou um R^2 ajustado de 0,26 e um RMSE de 2,71 contrário a Cecchetti et al. (2000) que diz que o modelo simples tem alto grau explicativo. Os outros dois modelos utilizando apenas variáveis nominais atingiram uma significativa eficiência.

O modelo da coluna (4), baseado nos juros nominais, atingiu um resultado de 0,94, consistente com Romer e Romer (2000) e Kuttner (2001) e a literatura que afirma que as estrutura a termo das taxas de juros são bons previsores para a inflação esperada como Mishkin (1990b). Nos últimos anos houve um consenso de que os Bancos Centrais utilizavam a política monetária baseada na meta das taxas de juros para controlar a expectativa de inflação. Assim, é possível imaginar que a população comece a formar suas expectativas levando em conta as possíveis próximas políticas monetárias a serem adotadas pelo Banco Central do seu país. No estudo a relação é medida via o coeficiente do shortrate e do termosp, que representam a taxa de juros da economia e a diferença entre taxas longas e curtas praticadas em certo país.

Outro grupo de modelos utilizados foram as diversas variações da curva de Phillips, que atingiram resultados superiores aos dos modelos nominais. Estes modelos tiveram todos os coeficientes de ajustamentos perto de 0,90. O modelo da curva de Phillips básico tendo a inflação e o desemprego estimando a inflação esperado, teve um R^2 de 0,81. Sendo esse valor acima do modelo simples, podemos notar que o desemprego adicionou informação na estimação.

Destaque principal ficou por conta do modelo com inflação corrente com o spread entre o crescimento e o crescimento potencial ou tendencial. Esse modelo atingiu um poder de ajuste de 0,98, o melhor resultado dos modelos para a inflação corrente. A explicação está provavelmente relacionada com o alto grau de entendimento das variáveis. Talvez o agente econômico olhe para as duas variáveis mais óbvias e de maior impacto em sua vida diária que é o produto e a inflação. Sendo assim, quando formando suas expectativas a análise sobre a situação econômica parta de um modelo com o diferencial do crescimento do produto e a variável estimada corrente.

A segunda especificação usada para testar o nível das expectativas de inflação foi a 5.4.

$$E_t(\pi_{t+2}) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.4)$$

nesse modelo, $E_t(\pi_{t+2})$ é a expectativa feita em janeiro de t+1 para o ano de t+2. Como na equação (5.4.) temos uma aproximação, considerando o *timing* da formação da expectativa como dezembro do ano t. A razão dessa aproximação é poder fazer esse teste para o próximo ano, ou seja é como se a expectativa tivesse sido formada 12 meses antes de começar o ano esperado e 24 meses antes do final da observação de fato.

Os resultados para os modelos da média da expectativa de inflação do próximo ano obtiveram resultados parecidos com os modelos para a expectativa da inflação para o ano corrente. A diferença a notar nesse caso pode ser evidenciada comparando os modelos simples, sendo que sempre o ajuste para a inflação do próximo ano é menor, no caso do modelo simples 0.03 abaixo do modelo para o ano corrente. Resultado derivado provavelmente de algum outro fator utilizado pelos agentes econômicos no momento de formar a expectativa. Como o valor a ser estimado está bem a frente dos dados disponíveis, deve ser utilizado outras formas de explicação.

Tabela 5.2.2. – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Inflação do Próximo Ano (1990 – 2010)

Beta	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(7)	(8)
(t- statistic)										
Inf (-1)	0,23 (15,42)	0,14 (9,52)	-1,11 (-22,26)	0,04 (34,99)	0,47 (24,54)	0,21 (13,45)	0,31 (13,79)	0,17 (12,42)	0,20 (3,53)	0,37 (18,12)
Grw (-1)										
Varxrat (-1)			1,37 (28,32)			0,03 (5,88)		0,02 (5,54)		
Shortrate (-1)				0,26 (16,44)				0,17 (5,32)		
Surplus (-1)										
Outputgap (-1)					-0,03 (-0,97)					
Spunemp (-1)	-0,03 (-1,37)					-0,09 (-2,83)		-0,05 (-1,90)		
Inf (-2)							-0,07 (-3,98)			
Varmoney (-1)									0,10 (0,81)	
Termosp (-1)										0,51 (1,64)
No. Cross Sections	29	26	28	25	19	25	29	22	18	20
Adj. r-squared	0,83	0,23	0,77	0,88	0,99	0,85	0,37	0,86	0,43	0,81
RMSE	0,94	1,66	1,31	2,00	0,68	0,95	1,51	0,77	1,52	1,65

Nota: Inf=Variação a.a. CPI (%); Grw=Variação a.a. GDP (%); Varxrat=Variação a.a. Taxa de Câmbio Moeda Doméstica/US\$ (%); Shortrate= Taxa de Juros Nominal Títulos de Curto Prazo a.a. (%); Surplus=Variação Superávit Primário/GDP a.a. (%); Outputgap= Variação do Desvio do Produto em relação ao produto tendencial, calculado utilizando o filtro HP a.a. (%); Spunemp= Var. Desvio da taxa de desemprego da taxa natural de desemprego, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); varmoney= Var. oferta monetária (m1) do país, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); termosp= diferença entre as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de longo prazo (~30 anos) menos as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de curto prazo (~12 meses) . a.a. (%)

5.3 Modelos de Expectativa de Crescimento

A expectativa de crescimento foi modelada da mesma forma que a inflação, e $X_{i,t}$ representa as variáveis macroeconômicas previamente definidas.

$$E_t(y_{t+1}) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}. \quad (5.5)$$

Na equação (5.5), $E_t(y_{t+1})$ representa a expectativa de crescimento para o ano corrente, utilizando a informação do ano anterior (t). Para modelar a expectativa de crescimento para o próximo ano é utilizado o modelo (5.6).

$$E_t(y_{t+2}) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.6)$$

em que a variável resposta ($E_t(y_{t+2})$) é a expectativa de crescimento para o ano seguinte (t+2) utilizando a informação do ano anterior (t).

Tabela 5.3.1 – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Crescimento do Ano Corrente (1990 – 2010)

Beta	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Inf (-1)						-0,09 (-4.26)	0,01 (4.06)	0,00 (-2.56)		
Grw (-1)	0,21 (12.22)								0,42 (1,65)	
Varxrat (-1)							-0,01 (-4.24)			
Shortrate (-1)				-0,02 (-2.92)	-0,10 (-5.29)					
Surplus (-1)										
Outputgap (-1)		0,12 (4.00)			0,14 (4.95)	0,14 (4.77)		-0,02 (-3.01)		0,10 (3.01)
Spunemp (-1)			-0,1 (-2.59)							
Varmoney (-1)									0,05 (1,35)	
Termosp (-1)										-0,32 (-5,85)
No. Cross Sections	27	19	23	25	18	19	27	25	17	19
Adj. r-squared	0,65	0,70	0,72	0,69	0,68	0,66	0,56	0,69	0,58	0,71
RMSE	1,33	0,87	1,17	1,14	0,84	0,86	1,49	0,77	1,08	0,88

Nota: Inf=Variação a.a. CPI (%); Grw=Variação a.a. GDP (%); Varxrat=Variação a.a. Taxa de Câmbio Moeda Doméstica/US\$ (%); Shortrate= Taxa de Juros Nominal Títulos de Curto Prazo a.a. (%); Surplus=Variação Superávit Primário/GDP a.a. (%); Outputgap= Variação do Desvio do Produto em relação ao produto tendencial, calculado utilizando o filtro HP a.a. (%); Spunemp= Var. Desvio da taxa de desemprego da taxa natural de desemprego, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); varmoney= Var. oferta monetária (m1) do país, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); termosp= diferença entre as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de longo prazo (~30 anos) menos as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de curto prazo (~12 meses). a.a. (%)

Os resultados tanto no caso para a expectativa do ano corrente como para a expectativa do próximo ano os resultados foram similares. Podemos inferir que maior parte do resultado se deve ao crescimento corrente passado como variável, pois em todos os modelos utilizamos uma variação dessa medida e o resultado médio gira em torno de 0,6. Como o output gap, o spread de desemprego e o crescimento corrente derivam da mesma explicação sempre foi utilizada uma dessas variáveis como base.

Tabela 5.3.2 – Estimativas dos Modelos para Expectativa de Crescimento do Próximo Ano (1990 – 2010)

Beta	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(t- statistic)							
Inf (-1)			-0,03 (-2.37)				
Grw (-1)	0,08 -7,12			0,06 -5,83			
Varxrat (-1)							
Shortrate (-1)		-0,06 (-3.87)				-0,01 (-2.92)	
Surplus (-1)							
Outputgap (-1)		0,05 (2.24)	0,05 (2.03)				
Spunemp (-1)					-0,08 (-2.82)		
Grw (-2)				0,05 (4.75)			
Termssp (-1)							-0,01 (-1,76)
No. Cross Sections	18	9	10	18	15	16	11
Adj. r-squared	0,83	0,69	0,68	0,84	0,87	0,86	0,75
RMSE	0,79	0,56	0,57	0,75	0,77	0,74	0,66

Nota: Inf=Variação a.a. CPI (%); Grw=Variação a.a. GDP (%); Varxrat=Variação a.a. Taxa de Câmbio Moeda Doméstica/US\$ (%); Shortrate= Taxa de Juros Nominal Títulos de Curto Prazo a.a. (%); Surplus=Variação Superávit Primário/GDP a.a. (%); Outputgap= Variação do Desvio do Produto em relação ao produto tendencial, calculado utilizando o filtro HP a.a. (%); Spunemp= Var. Desvio da taxa de desemprego da taxa natural de desemprego, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); varmoney= Var. oferta monetária (m1) do país, calculada como média dos 20 anos do estudo. a.a. (%); termssp= diferença entre as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de longo prazo (~30 anos) menos as médias das taxas de juros negociadas para títulos do governo de curto prazo (~12 meses) . a.a. (%)

O modelo com melhor ajuste foi o modelo simples com a diferença do desemprego natural para o efetivo, chamado como spread do desemprego. A relação do emprego com a economia real e produção é uma explicativa chave nessa questão. Ainda a expectativa é que a formação das expectativas de crescimento passa mais perto da variáveis reais como consumo

e investimento em relação ao PIB. O *term spread*, utilizado por Estrella e Hardouvelis (2000) e Ang et al. (2008), obteve forte grau de explicação no modelo como esperado, sendo o RMSE de 0,88 e o R^2 ajustado de 0,71.

Uma variável que obteve um resultado curioso foi a *shortrate*, que teve bom poder explicativo para o próximo ano, mas não muito bom para o ano corrente. Esse fato pode discorrer principalmente do efeito dos juros no investimento da economia. Como a variável investimento tem um atraso para responder a incentivos e para influenciar outras variáveis, o efeito pode ser esperado com um horizonte mais longo.

5.4 Modelos de Discordância de Expectativas

A literatura de expectativas ressaltam a importância dessas variáveis, principalmente as de inflação e crescimento, para os ciclos de negócios e a política monetária. Esse trabalho até agora também focou nessa vertente, assumindo um agente representativo na formação das expectativas, mas não se pode ignorar o fato de que os previsores discordam a respeito da variável esperada. É comum não termos um consenso de expectativas. A ignorância desse fato discorre da teoria e modelos clássicos que partem de hipóteses que não fornecem espaços para desacordos.

Mankiw, Reis e Wolfers (2003) foram os primeiros a colocar luz sobre esse vácuo da análise até então e levantaram essa divergência como uma variável a ser estudada. A questão é o que determina a amplitude e qual é a dinâmica dessa discordância. Mankiw, Reis e Wolfers (2003) sugerem que a resposta poderia estar na dinâmica macroeconômica e inclusive relacionada a variáveis comumente estudadas por economistas, mas os autores concluem que a resposta está relacionada as diferentes informações de cada agente ou tempo de receber as informações. A seguir, o trabalho buscará responder se utilizando a mesma metodologia anterior, podemos encontrar alguma relação entre as variáveis macroeconômicas e a variabilidade das expectativas de inflação e crescimento.

No primeiro caso, utilizaremos a amplitude entre a maior e menor observação de expectativa de inflação para o ano corrente para medir essa divergência. Seguindo a modelagem:

$$E_t(D_{i,t+1}^\pi) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.7)$$

$$\text{em que } E_t(D_{i,t+1}^\pi) = E_t(\pi_{i,t+1}^H) - E_t(\pi_{i,t+1}^L), \quad (5.8)$$

ou seja, $E_t(D_{i,t+1}^\pi)$ é a diferença entre a maior das observações de expectativa no país i no ano $t+1$ ($E_t(\pi_{i,t+1}^H)$) subtraído pela menor observação ($E_t(\pi_{i,t+1}^L)$). As variáveis candidatas a explicação são a inflação do período anterior ($\text{inf}(-1)$), lembrando que o período anterior no estudo tem a notação como tempo t , o erro da última previsão ($\text{erro_inf}(-1)$) seguindo a notação padrão $E_{t-1}(\pi_t) - \pi_t$, o desvio do desemprego para a sua taxa natural e a taxa de juros da economia. É esperado que as variáveis de nível (inflação e taxa de juros) tenham relação positiva, com a divergência, pois essas situações de variáveis de nível altas normalmente são correlacionadas com países em situação mais instável. Em questão das variáveis de diferença como o erro de previsão do período anterior, também deve ter relação positiva não apenas pelo fato anteriormente descrito de economias estáveis, mas também pelo simples motivo da convergência para as previsões que ficaram perto do ocorrido.

Tabela 5.4.1 – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Inflação do Ano Corrente (1990 – 2010)

Beta					
(t- statistic)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
inf (-1)		0.12 (40.23)			
erro_inf (-1)	0.71 (31.3)	0.18 (12.09)	0.36 (13.34)	0.2 (31.11)	0.12 (24.51)
inf(-2)			0.01 (1.31)		
shortrate (-1)				0.1 (4.75)	
spunemp (-1)					0.21 (20.89)
No. Cross Sections	18	18	18	16	17
Adj. r-squared	0.43	0.81	0.65	0.55	0.59
RMSE	1.13	0.13	1.54	3.77	1.23

O modelo (2) teve o melhor resultado, sendo composto pelo nível da inflação passada e o erro da previsão dessa mesma variável. O racional pode estar ligado ao fato que países com inflação alta tendem a ter uma amplitude maior de previsões devido a um efeito de nível absoluto e o com o erro de previsão mais altos, maiores revisões devem ocorrer.

A modelagem da divergência em previsões para o próximo ano segue modelagem análoga:

$$E_t(D_{i,t+2}^\pi) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.10)$$

$$\text{em que } E_t(D_{i,t+2}^\pi) = E_t(\pi_{i,t+2}^H) - E_t(\pi_{i,t+2}^L). \quad (5.11)$$

Tabela 5.4.2 – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Inflação do Próximo Ano (1990 – 2010)

Beta (t- statistic)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
inf (-1)		0.30 (4.23)			
erro_inf (-1)	0.39 (10.68)	0.12 (11.40)	0.28 (8.81)	0.11 (12.13)	0.05 (11.90)
inf(-2)					-0.23 (-1.31)
shortrate (-1)				-0.02 (-4.75)	
spunemp (-1)			0.18 (20.89)		
No. Cross Sections	14	14	14	12	14
Adj. r-squared	0.21	0.55	0.49	0.31	0.42
RMSE	1.90	0.81	0.99	1.67	1.33

Além do modelo como nível de inflação e erro de previsão, o destaque para a explicação de desacordos de previsão para inflação no próximo ano é o modelo (3) em que a explicação tende para uma curva de phillips, como o desemprego tem poder de explicação alto. Esse fato pode discorrer do fato de economias longe do seu ponto de equilíbrio, ou taxa natural de desemprego, são economias mais imprevisíveis.

No mesmo exercício para expectativa de crescimento utiliza-se o seguinte modelo para o ano corrente:

$$E_t(D_{i,t+1}^y) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.12)$$

$$\text{em que } E_t(D_{i,t+1}^y) = E_t(y_{i,t+1}^H) - E_t(y_{i,t+1}^L), \quad (5.13)$$

e para o ano seguinte:

$$E_t(D_{i,t+2}^y) = \eta_i C_i + \delta_t A_t + \beta_k X_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.14)$$

$$\text{em que } E_t(D_{i,t+2}^y) = E_t(y_{i,t+2}^H) - E_t(y_{i,t+2}^L). \quad (5.15)$$

Tabela 5.4.3 – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Crescimento do Ano Corrente (1990 – 2010)

Beta (t- statistic)	(1)	(2)	(3)	(4)
grw (-1)		-0.07 (-5.24)		
erro_grw (-1)	-0.21 (-3.98)	-0.41 (-8.32)	0.01 (1.23)	-0.12 (-5.09)
outputgap (-1)			0.89 (9.47)	
inf (-1)				0.12 (1.82)
No. Cross Sections	19	19	17	18
Adj. r-squared	0.58	0.70	0.73	0.66
RMSE	3.12	1.65	1.12	1.88

No caso das expectativas de crescimento, tanto para o ano corrente como para o ano seguinte, tabelas 5.4.3. e 5.4.4. respectivamente, tem como melhor ajuste o modelo que explica as discordâncias de expectativas pelo nível de amplitude entre o crescimento efetivo e potencial e o erro de crescimento no ano anterior. Sendo que é podemos inferir que a expectativa de um agente deve estar perto ou ao menos relacionada ao produto tendencial então quando há uma divergência muito grande, os agentes devem discordar sobre a expectativa nos períodos seguintes.

Tabela 5.4.4 – Estimativas dos Modelos para Discordâncias nas Expectativa de Crescimento do Próximo Ano (1990 – 2010)

Beta (t- statistic)	(1)	(2)	(3)	(4)
grw (-1)		-0.01 (-6.24)		
erro_grw (-1)	-0.04 (-2.25)	-0.08 (-1.71)	-0.01 (-4.26)	-0.01 (-3.89)
outputgap (-1)			0.89 (3.52)	
inf (-1)				0.12 (3.11)
No. Cross Sections	18	18	18	18
Adj. r-squared	0.61	0.68	0.66	0.63
RMSE	1.34	1.87	0.94	1.53

Sobre divergências podemos concluir que há duas principais características comuns no resultado obtido. O nível e o desvio do natural parecem ter forte relação com a diferença entre a maior e menor expectativa. Um nível mais alto da variável normalmente é acompanhado de maior volatilidade da variável sendo assim a discrepância entre as expectativas é influenciada.

A distância da variável para sua taxa natural explica a divergência provavelmente por indicar que a economia está distante do seu ponto natural, provavelmente sendo um país em situação econômica irregular.

6. Conclusão

O objetivo do trabalho é identificar e relacionar variáveis macroeconômicas com as expectativas de inflação e crescimento. Os resultados indicaram uma clara tendência que os agentes utilizam variáveis presentes na economia real, ou seja observações diárias de como a economia está agindo para definir suas expectativas. Essa observação deve ter relação com o tempo de divulgação e percepção de dada variável. Para inflação, as variáveis como maior poder explicativo foram as de juros e de desemprego, baseada na curva de phillips. Resultado que colabora com a literatura existente de Sotck e Watson (1999) e Mishkin (1990b). No caso do crescimento, a amplitude entre o desemprego efetivo e a sua taxa natural obteve um bom resultado de explicação. Por outro lado, colaborando com Estrella e Hardouvelis (1991), o prêmio pelo prazo explicou em grande parte a expectativa de crescimento do produto. Ou seja variáveis mais diretas como inflação, desemprego e juros tiveram maior poder explicativo do que variáveis que não são facilmente interpretadas na economia real. O resultado pode ser advindo da metodologia do estudo, pois as variáveis facilmente interpretadas na economia real não tem dinâmicas distintas entre países. Ajustes com o tempo de informação são importantes e devem ser estudados no futuro desenvolvimento da literatura.

Objeto de nosso estudo também foram as divergências entre as expectativas de agentes em um dado ano e país. Verificamos que o nível e a distância de taxas naturais, ou seja do equilíbrio, explicam na maior parte essa discrepância, mas não levamos em conta diferenças informacionais como Mankiw, Reis e Wolfers (2003), pois nosso objetivo se restringia na tentativa de explicar expectativas por meio de variáveis econômicas.

A literatura sobre expectativas é extensa e o estudo claramente evoluiu ao longo dos trabalhos. Medir a causalidade entre as expectativas e variáveis econômicas e também o inverso e que as explicativas explicariam as variáveis econômicas pode ser um caminho a ser seguido para concluir e estabelecer o relacionamento entre as expectativas e a atividade econômica de um país.

Referências

- ANG, Andrew., BEKAERT, Geert., WEI, Min., Do macro variables, asset markets or surveys forecast inflation better? **Journal of Monetary Economics**, v. 54, p.1163–1212, 2007.
- ANG, Andrew, PIAZZESI, Monika and WEI, Min. What does the yield curve tell us about GDP growth?, **Journal of Econometrics**, vol. 131, p. 359–403, 2006.
- BERNANKE, Ben (2007), Fed Speech: Inflation Expectations and Inflation Forecasting, at the **Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute**, Cambridge, Massachusetts, 2007.
- BULLARD, James and MITRA, Kaushik, Learning about monetary policy rules, **Journal of Monetary Economics**, v. 49(6), p.1105-1129, 2002.
- CECCHETTI, Stephen G., CHU, Rita, and STEINDEL, Charles,. The Unreliability of Inflation Indicators, **Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance**, v. 6 (4), p. 1 – 6, 2000.
- COOK, Timothy and HAHN, Thomas The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s. **Journal of Monetary Economics**, v.24 (November), p.331-351, 1989.
- CROCKETT, Jean A. Rational Expectations, Inflation, and the Nominal Interest Rate. **Journal of Econometrics**, v.83: p.349-63, 1998.
- ERCEG, Christopher e LEVIN, Theo, Imperfect credibility and inflation persistence, **Journal of Monetary Economics**, v.50(4), p.915-944, 2003.
- ESTRELLA, Arturo. and HARDOUVELIS, Gikas, The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity, **Journal of Finance**, v.46 (2), p.555 – 576, 1991.
- ESTRELLA, Arturo and MISHKIN, Frederik (1998a) Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. **The Review of Economics and Statistics**, Vol. 80, No. 1 (Feb 1998), p. 45-61, 1998a
- FAMA, Eugene.F., Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns, **Journal of Monetary Economics**, v.25 (1), p.59 – 76, 1990.
- FAMA, Eugene F. and GIBBONS Michael, A comparison of inflation forecasts, **Journal of Monetary Economics** v.13, p.327-348. 1984
- FRIEDMAN, Benjamin.M. and KUTTNER, Kenneth N., (1992), Money, Income, Prices and Interest Rates, **American Economic Review**, V.82 (June), p.472 – 492, 1992.
- FRIEDMAN, Milton, A Theory of the Consumption Function, **NBER National Bureau of Economic Research**, 1957.
- GOODHART, Charles. and HOFMANN, Boris, Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy, manuscript, **London School of Economics**, 2000.
- GORDON, Robert J., Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time Varying NAIRU, **Brookings Papers on Economic Activity** v.1998 (2), p.297 – 333, 1998.

GURKAYNACK, Refet, SACK, Brian e SWANSON, Erik, The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models, **American Economic Review**, v. 95(1), p. 425-436, 2005.

JOHNSON Chris J., Expected Inflation in Canada 1988-1995: An evaluation of Bank of Canada Credibility and the Effect of Inflation Targets. Canadian Public Policy – **Analyse de Politiques**, Vol. XXIII, No. 3, 1997

JOHNSON Chris J The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 country panel. **Journal of Monetary Economics** v.49; p.1521-1538. 2002

KUTTNER, Kenneth, Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Federal Funds Future Market. **Journal of Monetary Economics** v.47 (June) p. 523-544, 2001.

LEVIN, Andrew T., NATALUCCI, Fabio M. and PIGER, Jeremy M., The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting, **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. Jul, p. 51-80. 2004.

LUCAS, Robert E, Jr., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," **American Economic Review**, American Economic Association, v . 63(3), pages 326-34, June 1973.

MANKIW, N. Gregory, REIS, Ricardo and WOLFERS, Justin., Disagreement about Inflation Expectations (June 2003). **NBER Chapters, in: NBER Macroeconomics Annual 2003**, Volume 18, pages 209-270, 2003.

MISHKIN, Frederik S., What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation? **Journal of Monetary Economics** v.25, p.77 – 95, 1990a.

MISHKIN, Frederik S., The Information in the Longer-Maturity Term Structure About Future Inflation, **Quarterly Journal of Economics** v.55, p.815 – 828, 1990b.

MISHKIN, Frederik S., 2007. Inflation Dynamics, **International Finance**, Wiley Blackwell, vol. 10(3), pages 317-334, December 2007.

MORRIS, Stephen., and Shin, Hyun S., Social Value of Public Information, **American Economic Review**, v.92 (December), p.1521 – 1534, 2002.

OKUN, Arthur M., "Potential GNP: Its Measurement and Significance," in Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, **American Statistical Association**, Washington, D.C., pp. 98-103, 1962.

ROMER, Christina and ROMER, David, Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates. **American Economic Review**, v.90 (June), p.429-457, 2000

SARGENT, Thomas. J., and WALLACE, Neil, Rational expectations and the theory of economic policy. **Journal of Monetary Economics**, v.2, no. 2 (April): p. 169-83, 1976.

STOCK, James.H. and WATSON, Mark W, Forecasting Inflation, **Journal of Monetary Economics** v.44, p.293 – 335, 1999b

Apêndice

Tabela A.1. Periodicidade dos dados de Expectativas de Inflação e Crescimento

	expinf_m (t)	expinf_dp (t)	expinf_m (t+1)	expinf_dp (t+1)	expgrw_m (t)	expgrw_dp (t)	expgrw_m (t+1)	expgrw_dp (t+1)
Africa do Sul	1994-2010				1994-2010			
Alemanha	1990-2010		1990-2010					
Argentina	1993-2010		1993-2010					
Australia	1990-2010	1991-2010	1990-2010	1991-2010	1990-2010	1991-2010	1990-2010	1991-2010
Austria	1990-2010				1990-2010			
Bélgica	1990-2010				1990-2010			
Brasil	1990-2010		1990-2010		1990-2010	1993-2010	1990-2010	1993-2010
Canadá	1990-2010		1990-2010					
Chile	1993-2010		1993-2010					
China	1995-2010		1995-2010		1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010
Colombia	1993-2010	1998-2010	1993-2010	1998-2010	1993-2010	1998-2010	1993-2010	1998-2010
Coréia do Sul	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010
Dinamarca	1990-2010				1990-2010			
Espanha	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010
Estados Unidos	1990-2010		1990-2010					
Finlândia	1990-2010				1990-2010			
França	1990-2010		1990-2010					
Grécia	1994-2010				1994-2010			
Hungria	1991-2010	1999-2010	1991-2010	1999-2010	1991-2010	1999-2010	1991-2010	1999-2010
India	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010
Indonésia	1991-2010	1995-2010	1991-2010	1995-2010	1991-2010	1995-2010	1991-2010	1995-2010
Irlanda	1990-2010				1990-2010			
Itália	1990-2010		1990-2010					
Japão	1990-2010		1990-2010					
México	1990-2010		1990-2010		1990-2010			
Noruega	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1999-2010
Nova Zelândia	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010
Países Baixos	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010
Polónia	1991-2010	1999-2010	1991-2010	1999-2010	1991-2010	1999-2010	1991-2010	1999-2010
Portugal	1990-2010				1990-2010			
Reino Unido	2004-2010		2004-2010					
República Checa	1995-2010	1999-2010	1995-2010	1999-2010	1995-2010	1999-2010	1995-2010	1999-2010
Suécia	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1995-2010
Suíça	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1999-2010
Turquia	1995-2010	1999-2010	1995-2010	1999-2010	1995-2010	1999-2010	1995-2010	1999-2010
Uruguai	1993-2010		1993-2010					
Venezuela	2002-2010		1993-2010		1993-2010	1993-2010	1993-2010	1993-2010

Nota: expinf_m(t)=média da expectativa de inflação para ano corrente; expinf_dp(t)=desvio padrão da expectativa de inflação para o ano seguinte; expinf_m(t+1)=média da expectativa de inflação para ano seguinte; expinf_dp(t+1)=desvio padrão da expectativa de inflação para ano seguinte; expgrw_m(t)=média da expectativa de inflação para ano corrente; expgrw_dp(t)=desvio padrão da expectativa de inflação para o ano seguinte; expgrw_m(t+1)=média da expectativa de inflação para ano seguinte; expgrw_dp(t+1)=desvio padrão da expectativa de inflação para ano seguinte

Tabela A.2 Periodicidade das Variáveis de Discrepâncias entre Expectativas

	difinf_c	difinf_next	difgrw_c	difgrw_next
Africa do Sul				
Alemanha	1990-2010			
Argentina				
Australia	1991-2010	1991-2010	1990-2010	1990-2010
Austria				
Bélgica				
Brasil	1999-2010	1999-2010	1990-2010	1990-2011
Canadá				
Chile				
China			1995-2010	1995-2010
Colombia	1995-2010	1995-2010	1998-2010	1998-2011
Coréia do Sul	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010
Dinamarca				
Espanha	1990-2010	1990-2010	1995-2010	1995-2010
Estados Unidos	1990-2010			
Finlândia				
França				
Grécia				
Hungria			2000-2010	2000-2010
Índia	1995-2010	1995-2010	1995-2010	1995-2010
Indonésia	1991-2010	1991-2010	1991-2010	1991-2010
Irlanda				
Itália				
Japão				
México	1990-2010		1990-2010	
Noruega	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010
Nova Zelândia	1995-2010	1995-2010	1990-2010	1990-2010
Países Baixos	1995-2010	1995-2010	1990-2010	1990-2010
Polónia				
Portugal				
Reino Unido	2005-2010			
República Checa	1999-2010	1999-2010	1995-2010	1995-2010
Suécia	1995-2010	1995-2010	1990-2010	1990-2010
Suíça	1999-2010	1999-2010	1990-2010	1990-2010
Turquia	1999-2010	1999-2010	1995-2010	1995-2010
Uruguai				
Venezuela			1993-2010	1993-2011

Nota: difinf_c=diferença entre maior e menor observação de expectativa de inflação para esse ano (% a.a.), difinf_next=diferença entre maior e menor observação de expectativa de inflação para o próximo (% a.a.); difgrw_c=diferença entre maior e menor observação de expectativa de crescimento para esse ano (% a.a.); difgrw_next=diferença entre maior e menor observação de expectativa de crescimento para o próximo (% a.a.).

Tabela A.3 Periodicidade das Candidatas a Variáveis Explicativas

	inf	grw	varexrate	shortrate	surplus	outputgap	spunemp
Africa do Sul	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1994-2010		2009-2010
Alemanha	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1992-2010	1991-2010	1990-2010
Argentina	1990-2010	1990-2010	1995-2010		1997-2010		2003-2010
Australia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-1998 ; 2001-2010	1990-2010	1990-2010
Austria	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2004-2010	1990-2010	1990-2010
Bélgica	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2009	1990-2010	1995-2009
Brasil	1990-2010	1990-2010	1992-2010	2000-2010	1996-2010	1990	2002-2010
Canadá	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010
Chile	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1996-2010	1990-2010		1990-2010
China	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1991-2010			1990-2010
Colombia	1990-2010	1990-2010	1995-2010				
Coréia do Sul	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2000-2010	2001-2010		1990-2010
Dinamarca	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1994-2010	1990-2010	1990-2010
Espanha	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2004-2010	1990-2010	1990-2010
Estados Unidos	1990-2010	1990-2010		1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010
Finlândia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1999-2010	1990-2010	1990-2010
França	1990-2010	1990-2010		1990-2010	1996-2010	1990-2010	1990-2010
Grécia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010		1990-2010	
Hungria	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1991-2010		1992-2010	1999-2010
Índia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2006-2010	2006-2010		
Indonésia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2001-2010		1990-2010
Irlanda	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1994-2010	1998-2010	1990-2010	1990-2010
Itália	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2005-2010
Japão	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2009	1990-2010	1990-2010
México	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1994-2010		2001-2010
Noruega	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1991-2010	1992-2010	1990-2010	1990-2010
Nova Zelândia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010		1990-2010	1990-2010
Países Baixos	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2009	1990-2010	1990-2010
Polónia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1999-2010	1997-2010		2002-2010
Portugal	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1996-2010	1990-2010	1990-2010
Reino Unido	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010
República Checa	1992-2010	1992-2010	1990-2010	1996-2010	1997-2010	1994-2010	2002-2010
Suécia	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	2000-2010	1990-2010	2001-2010
Suiça	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1990-2010	1992-2007	1990-2010	1990-2010
Turquia	1990-2010	1990-2010	1995-2010	1990-2010	1999-2010		2005-2010
Uruguai	1990-2010	1990-2010	1990-2010		2000-2010		1997-2010
Venezuela	1990-2010	1990-2010	1995-2007				

Nota: Inf=Variação a.a. CPI (%); Grw=Variação a.a. GDP (%); Varexrate=Variação a.a. Taxa de Câmbio Moeda Doméstica/US\$ (%); Shortrate= Taxa de Juros Nominal Títulos de Curto Prazo a.a. (%); Surplus=Variação Superávit Primário/GDP a.a. (%); Output Gap= Variação do Desvio do Produto em relação ao produto tendencial, calculado utilizando o filtro HP a.a. (%); Spread Unemp= Var. Desvio da taxa de desemprego da taxa natural de desemprego, calculada como média dos 19 anos do estudo. a.a. (%)