

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CICLOS ECONÔMICOS, INFLAÇÃO E CRESCIMENTO: EVIDÊNCIAS
PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Rodrigo Terzezo Ferreira

Matrícula: 0412900-2

Orientador: Marco Antonio F.de H Cavalcanti

Novembro de 2007

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CICLOS ECONÔMICOS, INFLAÇÃO E CRESCIMENTO: EVIDÊNCIAS
PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

Rodrigo Terrezto Ferreira

Matrícula: 0412900-2

Orientador: Marco Antonio F.de H Cavalcanti

Novembro de 2007

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”.

Agradecimentos

A Deus

À minha família, que me deu todo o apoio durante os anos em que estive estudando

A Marco Cavalcanti, em primeiro lugar pelas excelentes aulas de econometria que me deu e principalmente pelo apoio na elaboração desse trabalho

A André Gamerman, que teve paciência incontestável em esclarecer minhas dúvidas ao longo do curso

A Paulo Motta Valério, que assim como André foi fonte de importantes conhecimentos e discussões a respeito de economia

A Arthur Coutinho, André Faria de Azevedo, Eduardo Ornellas, Thiago Jannuzzi, Thiago Mendez, Tiago Caruso e Vitor Barbosa, por tornarem os períodos de estudo menos desgastantes

Sumário

1. Introdução.....	8
2. Revisão Bibliográfica.....	10
3. Modelagem Teórica.....	16
4. Base de Dados.....	20
5. Evidências Empíricas.....	22
5.1. Correlação entre a volatilidade e crescimento.....	22
5.2. Relação de longo prazo entre volatilidade e produto.....	24
5.3. Ampliando análise.....	34
6. Considerações Finais.....	40
Referências Bibliográficas.....	41

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Correlação entre média e variância	22
Tabela 2 – Equação de cointegração 1 (1965-2006).....	28
Tabela 3 - Equação de cointegração 2 (1985-2006).....	29
Tabela 4 - Equação de cointegração 3 (1965-2006).....	30
Tabela 5 – Modelo de correção de erros (1965-2006).....	31
Tabela 6 – Modelo de correção de erros, $\Delta\pi_t$ como variável exógena (1965-2006).....	36
Tabela 7 – Modelo de correção de erros, $\text{Var}([\Delta\pi_t])$ como variável exógena. (1965-2006).....	38

Índice de Gráficos

Gráfico 1 – Volatilidade crescimento (1951-2006), períodos de 4 anos.....	23
Gráfico 2 – Volatilidade crescimento (1951-2006), períodos de 8 anos.....	23
Gráfico 3 – Produto Interno Bruto.....	25
Gráfico 4 - Erros de previsão ao quadrado (Proxy para a Variância do PIB).....	26
Gráfico 5 – Soma do quadrado dos erros de previsão.....	26
Gráfico 6 – Inflação (diferença dos logaritmos).....	34
Gráfico 7 – Aceleração da Inflação.....	35
Gráfico 8 – Variância aceleração da Inflação.....	37

1. Introdução

A volatilidade das variáveis macroeconômicas e seu impacto sobre o produto vem sendo frequentemente fontes de trabalhos empíricos e teóricos, interessados em desvendar o sentido dessa relação. No entanto, de uma maneira geral não existe consenso com relação ao tema.

Nesse trabalho, utilizando dados brasileiros, buscamos de forma empírica, encontrar a direção do efeito existente entre os ciclos econômicos e o produto. Tentamos também incluir em nossa análise um conjunto de variáveis relacionadas a inflação, com intuito de entender a importância dessas como fonte para as flutuações econômicas assim como de determinantes do produto e da taxa de crescimento. Além de tudo, a inclusão dessas variáveis ligadas ao nível geral de preços foi fundamental para confirmar a robustez dos resultados referentes as flutuações do produto.

Para embasar teoricamente nossos resultados, utilizamos o modelo teórico proposto em Ramey e Ramey (1991) no qual os desvios com relação a escala eficiente de produção, provocados pela existência de incerteza, geram um desperdício de recursos o que conduz a uma trajetória menor para o produto.

Ao longo do nosso trabalho, utilizamos, em larga medida, o arcabouço técnico apresentado no artigo supracitado. Primeiro, fazendo uso de relação simples, encontramos evidências da existência de uma correlação contemporânea negativa entre o crescimento e sua variância. Em segundo lugar, observamos que a série dos desvios do produto interno bruto (PIB) brasileiro em torno de sua tendência polinomial é cointegrada com a soma da sua volatilidade passada, calculada com base nos erros de previsão de um processo AR(1). Em terceiro, ao estimarmos um modelo de correção de erros (MCE) no intuito de estudar a dinâmica de curto prazo do produto e de sua volatilidade, constatamos que o quadrado dos erros de previsão (variância) Granger causa a taxa de crescimento do PIB.

Posteriormente, ao adicionarmos a volatilidade da aceleração inflacionária em nosso sistema, concluímos que existe um efeito de curto prazo da volatilidade da aceleração da inflação (VAI) sobre o produto, tanto através de um canal direto

quanto por via da influência que essa variável tem sobre a amplitude dos ciclos econômicos.

O segundo capítulo desse trabalho realiza uma revisão da literatura existente, que tem como objetivo reunir de maneira sucinta os argumentos levantados pelos autores no que se refere a relação entre as flutuações econômicas e o produto. A seção dois traz também a descrição de trabalhos que abordam a relação entre a inflação, o câmbio real e suas volatilidades sobre o produto e o crescimento.

No terceiro capítulo apresentamos rapidamente a especificação do modelo proposto em Ramey e Ramey (1991) buscando dar um pouco mais de consistência na relação econômica que foi testada.

O quarto capítulo trata da base de dados utilizada, falando a fonte das séries e o tratamento aplicado a elas no decorrer do trabalho.

O quinto e principal capítulo apresenta os resultados dos testes empíricos realizados e as conclusões apoiadas nessas estimações. Esse capítulo se subdivide em três seções: a primeira delas trata da relação contemporânea entre volatilidade e crescimento; a segunda da relação de longo prazo entre o histórico da volatilidade e o produto; enquanto que a terceira apresenta os resultados referentes as variáveis de inflação. O último capítulo se concentra na conclusão.

2. Revisão Bibliográfica

Tradicionalmente a relação entre os ciclos econômicos e o crescimento de longo prazo tem sido tratada com ceticismo, como duas áreas separadas dentro da teoria econômica, Robert Lucas (1987) chegou a sugerir que a relação era insignificante, afirmando que a política de estabilização do pós-guerra nos EUA não teria surtido efeito relevante sobre a renda do americano. Para ser mais preciso, o artigo defendia que o benefício per capita estava situado em torno de 1,71 US\$, em dólares de 1900.

A negligência desse importante canal (entre ciclos econômicos e crescimento) vem perdendo força desde o início da década de oitenta, quando alguns papers sugerindo a permanência dos efeitos ocasionados pelas flutuações de curto prazo do produto foram produzidos.

Primeiro em um trabalho inovador, Charles Plosser (1982) encontrou evidências empíricas da existência de uma certa tendência das oscilações do produto a serem permanentes. Por sua vez, as conclusões de Plosser foram seguidas pela criação de modelos formais que incluíam a interação entre os ciclos e o crescimento. Na década de oitenta, os principais autores com artigos nesse sentido foram: Prescott (1983), Long e Plosser (1983) e King (1988). Todos esses modelos assumiam que as flutuações econômicas são fruto das inovações tecnológicas, que por sua vez detêm um caráter randômico. Além disso, esses autores avaliaram o efeito da volatilidade dos ciclos econômicos, chegando em geral a uma relação negativa.

Por outro lado alguns autores afirmam a existência de uma correlação positiva entre essas variáveis. Fisher Black (1987), um dos mais proeminentes defensores dessa tese, afirma que os agentes fazem escolhas entre tecnologias, com diversos níveis de risco; com base nisso, uma volatilidade maior reflete a expectativa de um crescimento mais vultoso por parte dos indivíduos.

Outra argumentação nesse sentido é feita por Sandmo (1970) e Mirman (1971), onde os mesmos afirmam que em cenários com elevada volatilidade as famílias elevam sua propensão a poupar, o que por sua vez conduz a um maior investimento o que deve acarretar taxas de crescimento mais robustas.

De uma maneira geral os modelos que unem os ciclos econômicos ao crescimento podem ser divididos entre aqueles baseados na idéia de destruição

criativa – Schumpeter (1942) – e os que preferem a noção de que as atividades que aprimoram a produtividade estão ligadas ao nível de produção, “learning by doing”, Arrow (1962).

Em nossa primeira classe de modelo os fatos estilizados se concentram em três canais principais: o primeiro deles é constituído pela concepção de que as atividades que elevam a produtividade são substitutas das atividades produtivas, ou seja, o custo de oportunidade de se realizar investimentos dessa natureza seria menor nos momentos de “vale”, nessa situação esses seriam elevados, levando a uma maior produtividade no período seguinte o que resultaria em mais crescimento (Hall, 1991; Aghion e Saint-Paul, 1991, 1993). Não se pode deixar de dizer que essa abordagem não pode ser estendida a todas as formas de investimento, uma vez que existem casos em que os investimentos são intensivos em capital, dependendo assim de liquidez, o que só pode ser fornecido em tempos de prosperidade.

Em segundo lugar, a noção de “Lame duck effect”, Cabalero e Hammorur (1994) nos diz que em períodos de recessão, firmas menos produtivas são eliminadas, esse dinamismo faz com que na próxima expansão a produtividade média das firmas seja maior, o que nos leva a identificar uma correlação positiva entre os ciclos e o crescimento no longo prazo.

O terceiro pilar para os modelos de destruição criativa, identificado na literatura, por sua vez, repousa sobre a hipótese de que em fases de recessão existe um efeito “disciplinador” agindo sobre as firmas, Aghion e Saint-Paul (1991, 1993), em suma, nos momentos menos favoráveis os empresários buscam investir na reorganização, já que a falência atinge com maior frequência àqueles que não fazem essa escolha. Aghion e Saint-Paul (1991, 1993) demonstraram, com base em um modelo de substituição intertemporal, a existência de uma correlação positiva entre a amplitude dos ciclos econômicos e o crescimento.

Quanto a classe de modelos “Learnig by doing”, a exemplo dos primeiros, esses se baseiam em três aspectos. Stadler (1990) demonstrou que choques de produtividade de curto prazo exercem efeitos também sobre o nível do produto no longo prazo. Essa relação se apóia tanto no fato de que maiores investimentos em pesquisa e desenvolvimento são possibilitados por uma maior disponibilidade de recursos (facilidade de financiamento ou existência de lucros acumulados), quanto na maior absorção de novas habilidades e reorganização por parte das firmas, como resposta a maior utilização dos fatores produtivos.

Em segundo lugar, em Ramey e Ramey (1991) identificou-se uma relação negativa entre a o crescimento do produto e a volatilidade dos choques de produtividade. Mais precisamente o artigo usa um modelo de equilíbrio geral no qual as firmas fazem uma escolha ex-ante do nível de capital (tecnologia), “Thechnology commitment”. Cada tecnologia possui seu nível ótimo de produção (escala eficiente de produção). Em quadros de pouca flutuação econômica essa escolha se torna simples, sendo a firma capaz de atingir com precisão sua escala eficiente de produção, que coincide com o equilíbrio da economia. Sob flutuação essa escolha se torna mais complexa dado que a tecnologia só se revela com exatidão ex-post (em função da realização dos choques de produtividade), há o risco, portanto, de que a produção desvie do nível ótimo levando a um desperdício de produto. Por outro lado, sabendo da existência desse risco as firmas se encarregam de tomar precauções com o intuito de minimizar suas eventuais perdas, essa reação conduz a escolha de uma planta tecnológica menor gerando um menor nível de produção ex-ante.

Martin e Rogers (1997) por sua vez, demonstraram o mesmo tipo de correlação (negativa). Fazendo uso de um modelo com choques de produtividade estocásticos onde a taxa de aprendizado é crescente e côncava em relação a produtividade. O artigo conclui que incrementos no aprendizado durante os períodos de pico (elevada produtividade) é eclipsado (em módulo) pela perda em aprendizado em períodos de vale (baixa produtividade). Mais do que isso os autores concluíram que quando a ligação é do tipo especificado (crescente e côncava) a amplitude dos ciclos terá efeito negativo sobre o crescimento independente da fonte do choque.

Mais recentemente modelos que incorporam ambas as concepções vêm sendo produzidos. Collard (1995) desenvolveu um modelo no qual os ganhos com capital humano são endógenos e sensíveis ao nível de produção, seguindo a tradição do “learnig by doing”. Por outro lado o mesmo modelo assume a existência da “racionalização das atividades produtivas”, derivada da concepção de substituição intertemporal entre as atividades de treinamento e produção, herança direta dos modelos de destruição criativa. O modelo de Collard pode proporcionar resultados em ambos os sentidos, dependendo do peso atribuído a cada componente, o que torna as conclusões por demasiado dependentes da escolha do mesmo.

Blackburn (1999) desenvolveu um modelo de competição imperfeita, com tecnologia endógena. O trabalho argumenta que é possível que haja uma correlação

positiva entre volatilidade e crescimento mesmo sob uma relação positiva e côncava entre aprendizado e o nível de produção, em contraste com Martin e Rogers (1997). De uma maneira geral os resultados do modelo dependem do formato da relação entre tecnologia e os choques, podendo assim a volatilidade ter efeitos positivos sobre o crescimento desde que essa relação seja convexa.

Em Blackburn e Pelloni (1999) um modelo de equilíbrio geral foi desenvolvido levando em conta o caráter endógeno do aprendizado. Concluiu-se assim que o primeiro e o segundo momento dos choques afetam tanto o nível quanto a variação do produto. O artigo afirma que em economias com rigidez de salários o efeito da volatilidade sobre o crescimento é negativo proporcionado por uma menor acumulação de capital.

Por fim, Aghion e Saint Paul (1993) definiram em seu trabalho dois mundos extremos: no primeiro existem custos de oportunidade associados ao treinamento; no segundo a produtividade pode ser “comprada” no mercado de pesquisa e desenvolvimento e a produção não é interrompida (como Stiglitz, 1993). Os autores concluíram então que o efeito da volatilidade sobre o crescimento possui sinal positivo no cenário A e negativo no cenário B.

Antes de concluirmos a revisão é importante frisar algumas evidências empíricas.

Ramey e Ramey (1995) e Martin e Rogers (1997), para os países da OCDE, encontraram evidências de uma correlação negativa entre a volatilidade dos ciclos de econômicos e o crescimento o que contraria as conclusões de Meguire e Kormedi (1985) e Grier e Tullock (1989). Turnovsky e Chattopadhyay (1998) concluíram que o efeito é negativo quando outras medidas de volatilidade, além da pertencente aos ciclos, não são incluídas na equação.

Quanto a análise de séries temporais, os principais trabalhos são os seguintes : Zarnowitz e Moore (1986), analisando a série do PNB americano de 1903 a 1981 observaram que a alta volatilidade está associada a períodos de baixo crescimento; em Bean(1990), Gali e Hammour (1990, 1991) e Saint-Paul (1993) foram encontradas provas da existência de uma correlação negativa entre o nível de produção e a produtividade, reforçando a hipótese do custo de oportunidade; por sua vez, Ramey e Ramey (1991), observaram traços de uma relação negativa entre volatilidade e crescimento e por fim Aizenman e Marion (1993) concluíram a existência de uma ligação negativa entre incerteza política e crescimento econômico,

fazendo uso dos resíduos de um AR(1) estimado para diversos instrumentos de política.

Na literatura ainda existem trabalhos que afirmam a relação entre outras variáveis, como taxa de câmbio real e inflação, com o crescimento.

Diversos estudos vêm situando a taxa de câmbio real como um importante determinante do crescimento, sendo os principais: Basu e McLeod (1991), Mendoza (1995), Corbo e Rojas (1993) e Loayza e Montiel (1997).

Quanto a volatilidade das taxas de câmbio, os trabalhos mais importantes que citam sua importância são: Cottani, Cavallo e Khan (1990) e Avalos e Hernández (1995), que identificaram a existência de um efeito negativo dessa variável sobre o crescimento, já que segundo o estudo uma maior incerteza provoca o encurtamento do horizonte de tempo na escolha de investimento, além de gerar custos de ajustamento ex-post

Assim como ocorre para a volatilidade dos ciclos econômicos, os macroeconomistas não chegaram a um consenso com relação a direção do efeito gerado pela volatilidade da inflação.

Friedman (1977) argumenta a favor de um efeito inflacionário adverso sobre o produto. O primeiro bloco de sua análise se concentra na hipótese de que um cenário de forte incerteza sobre a inflação pode levar a autoridade monetária a executar políticas instáveis, conduzindo a uma elevação da incerteza inflacionária nos períodos seguintes. No segundo bloco, o autor afirma que uma vez a economia exposta a essa fonte de incerteza, os preços relativos serão distorcidos, dificultando a alocação dos recursos, tanto intratemporalmente quanto intertemporalmente. Ele ressalta que a distorção intratemporal se deve a interferência da incerteza sobre os preços reais tanto dos fatores de produção (salários, renda e etc) quanto dos bens finais. A distorção intertemporal por sua vez é fundamentada na elevação da taxa de juros nominal (preço intertemporal) ocasionada pelo prêmio inflacionário. Essa destruição da capacidade de sinalização dos preços conduz à ineficiência e conseqüentemente a um menor nível de produção. O argumento apresentado por Friedman é finalizado pela idéia de que uma maior incerteza inflacionária está ligada a uma maior parcela não esperada da inflação (erros nas previsões) naturalmente associada aos custos da inflação não antecipada.

Ainda defendendo a ocorrência de uma relação negativa, Gregório (1992, 1993), com base em um modelo de crescimento endógeno afirmou que uma maior

inflação conduz a menos produto. O fundamento desse argumento está na concepção de que a inflação elevada leva os indivíduos a desviarem recursos das atividades produtivas no sentido de compensar o ônus proveniente do imposto inflacionário. Por outro lado, a incerteza embutida nos preços relativos cria mais risco para o investidor, levando os mercados financeiros a se tornarem mais sofisticados e custosos dados os custos de proteção. Em conjunto os efeitos levantados por Gregório geram um menor crescimento.

Para Stockman (1981) a inflação elevada e antecipada leva a redução da atividade econômica, o que no caso de grande variação na taxa de inflação antecipada se materializa em desaceleração do crescimento. Em oposição, em Kormed e Maguire (1985) concluiu-se que sob inflação antecipada os agentes voltam seus “balanços” para o capital (Efeito Tobin-Mundel), levando a um maior crescimento.

Com relação às evidências empíricas, marginalmente, os modelos de crescimento endógenos parecem estar mais próximos a realidade. Apesar de não haver significância estatística para as estimações, a maior parte das inferências teve sinal negativo para as variáveis: desvio padrão da inflação e inflação. Somente em Tullock (1989) nota-se a presença de um sinal positivo, não significante.

3. Modelagem Teórica

Com o intuito de embasar teoricamente as evidências empíricas encontradas utilizaremos o modelo de equilíbrio geral proposto em Ramey e Ramey (1991).

No modelo, a volatilidade é proveniente das flutuações na produtividade dos insumos de produção e os preços são determinados por um equilíbrio competitivo. Por simplificação dois bens são negociados, trabalho L e o bem de consumo “não estocável” Q . A função de utilidade é dada a seguir:

$$U(Q, L^* - L) = \ln(Q) + \ln(L^* - L) \quad [3.1]$$

Onde L^* representa a dotação de trabalho.

O indivíduo representativo atua então no sentido de maximizar $U(Q, L^* - L)$, levando em consideração a restrição orçamentária a seguir:

$$R_0: L + \Pi = PQ + (L^* - L) \quad [3.2]$$

Onde Π é o lucro proveniente das firmas.

Por outro lado para que a firma produza Q unidades, a partir da escolha tecnológica K , o nível mínimo de trabalho exigido é:

$$L(Q, K) = \alpha Q + \beta(Q - K)^2 \quad [3.3]$$

Logo a firma age a fim de maximizar sua função de lucro dada por:

$$\Pi = PQ - \alpha Q - \beta(Q - K)^2 \quad [3.4]$$

Onde $\alpha > 0$ e $\beta > 0$

A presença do parâmetro β captura a noção de “*compromisso tecnológico*” proposta pelos autores.

Como se pode observar, dado $\beta > 0$, quanto maior for o desvio em relação a K maior será a quantidade de trabalho exigida e conseqüentemente maior será o custo da firma. Em outras palavras o ponto de mínimo da curva de custo médio da firma é

atingido quando a quantidade produzida se iguala à escolha tecnológica ($Q=K$). Como se sabe esse ponto representa a escala eficiente de produção (EEP) e qualquer desvio com relação a essa significa uma perda de eficiência e, por conseguinte de produto.

No texto os autores afirmam que existe um único equilíbrio competitivo para o modelo e que os níveis de equilíbrio são dados por:

$$P = 1/3 (\alpha - 2\beta K + 2[(\alpha - 2\beta K)^2 + 3\beta(L^* - \beta K^2)]^{1/2}) \quad [3.5]$$

$$Q = 1/3\beta (2\beta K - \alpha + [(\alpha - 2\beta K)^2 + 3\beta(L^* - \beta K^2)]^{1/2}) \quad [3.6]$$

Deve-se notar que $1/\alpha$ corresponde à produtividade do trabalho. No artigo de Ramey e Ramey (1991), os autores definem que as flutuações dessa variável é fruto das realizações de uma variável aleatória Θ que tem seus valores situados dentro do intervalo $[\Theta^L, \Theta^H]$.

Na especificação proposta por Robert Lucas (1987), a inexistência do “*compromisso tecnológico*”, mais especificamente $\beta = 0$, faz com que o produto não seja sensível as flutuações randômicas de Θ , desde que a média da produtividade do trabalho permaneça constante, tornando assim a relação entre volatilidade e produto nula, como se pode constatar ao observar o produto de equilíbrio dessa especificação:

$$Q = L^*/2\alpha \quad [3.7]$$

Q é coincidente com o produto de equilíbrio do modelo, apresentado em Ramey e Ramey (1991), apenas quando $K = Q$ (EEP), ou seja, quando a realização de Q se iguala as expectativas anteriormente computadas pelos agentes.

Com o propósito de conciliar o modelo com a idéia de “*compromisso tecnológico*” a seqüência de passos foi estabelecida da seguinte maneira:

- 1 – A firma escolhe K antes de observar Θ .
- 2 - Θ se realiza.
- 3 – Os agentes observam Θ e o equilíbrio competitivo é determinado com base nos valores já fixados de K e α .

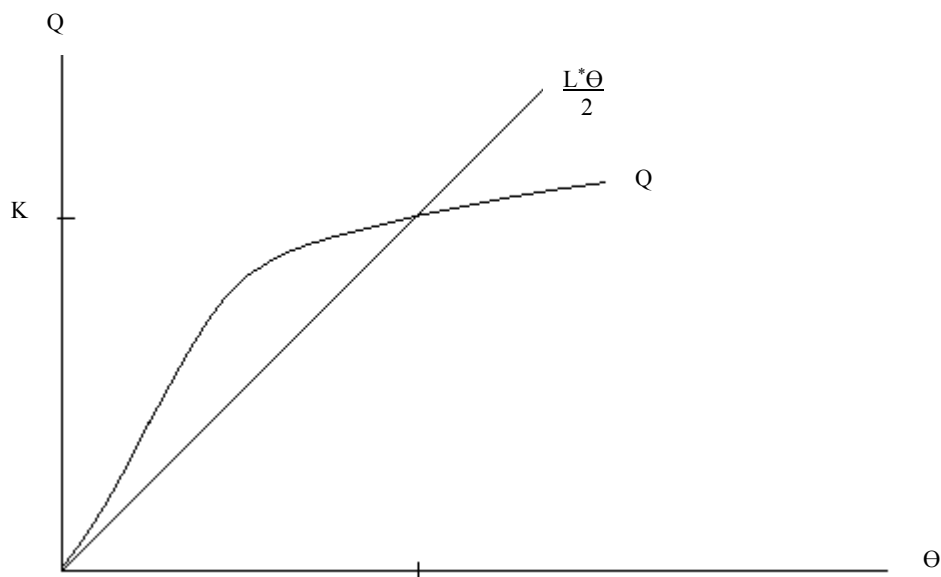
No primeiro estágio o nível de equilíbrio tanto dos preços quanto da produção são variáveis aleatórias determinadas pela realização de Θ , a firma então busca maximizar seu lucro esperado.

Sob o equilíbrio de expectativas racionais, a curva de oferta tem a seguinte forma:

$$Q^s = E[Q] + (P - 1/\Theta)/2\beta \quad [3.8]$$

Onde $E[P - 1/\Theta] = 0$, ou seja, as flutuações da oferta em torno da média tem sua origem nos choques estocásticos produzidos pela variável Θ .

Como as possíveis realizações de Q são crescentes e côncavas em relação à Θ temos que o equilíbrio somente é alcançado quando a curva que determina a variável aleatória Q intercepta a reta que representa o valor de equilíbrio da mesma, como se pode ver no gráfico:



Deve-se ressaltar que a curva presente na figura acima corresponde as combinações entre as possíveis realizações de Θ e o nível do produto.

Observando a figura percebemos que quanto maior for o intervalo $[\Theta_L, \Theta_H]$ maiores serão as chances de que a escolha de K , ex-ante se distancie do valor observado de Q gerando uma ineficiência que se traduz em um menor produto.

O autor se refere a essa relação entre produto e volatilidade como “*first moment effect*” e afirma que esse pode ser decomposto em dois pedaços. O primeiro deles seria a perda *ex-post* que se dá quando a escolha tecnológica diverge da EEP, acarretando uma perda de produto. O segundo desses efeitos deriva da percepção de risco por parte da firma que faz com que a mesma, a fim de minimizar suas perdas ex-post, reduza sua escala ocasionando um efeito *ex-ante*. Essa abordagem demonstra uma correlação contemporânea negativa entre volatilidade e crescimento.

Buscando explicitar a existência de um custo de longo prazo imposto pela volatilidade ao crescimento, os autores ampliaram o modelo anterior o expandindo para vários períodos: $t=1,2,3,\dots$. Nessa nova especificação a variável estocástica Θ assume os valores $\Theta_1, \Theta_2, \dots$ de acordo com o período sendo $\Theta_1^L < \Theta_2^L$. Para definir a produtividade do trabalho (Θ) do período posterior, a seguinte regra foi estabelecida:

$$\Theta_t = A(Q_{t-1})\Theta_{t-1} \quad [3.9]$$

Onde $A' > 0$

Essa regra tem como alicerce a idéia de “*learnig by doing*”, o que se torna evidente quando notamos que quanto maior for a produção no período “inicial” maior será o efeito da produtividade no período $t-1$ sobre a produtividade do período t .

Tendo em mente a relação contemporânea negativa entre produção e volatilidade, percebemos então, através da equação acima, que um menor produto no período t resulta em menor produtividade e conseqüentemente em um menor produto nos períodos seguintes ($t+1, t+2, \dots$), o que faz com que a volatilidade tenha efeitos persistentes sobre o patamar futuro da produção.

4. Base de Dados

Com relação ao PIB, utilizou-se a série do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), que se estende de 1900 a 2006 (reais de 2006). Afim de suavizar os dados permitindo sua utilização econométrica foi tomado o logaritmo natural da série. Também está sendo utilizada nesse trabalho a primeira diferença do logaritmo do produto com o objetivo de incluir a taxa de crescimento em nossa análise.

Com o intuito de proporcionar uma Proxy para a volatilidade da produtividade, $\text{var}(\Theta)$, utilizaremos o quadrado dos erros de previsão de um AR(1) (Modelo autoregressivo de ordem um) da série das taxas de crescimento do PIB, essa medida é aproximadamente proporcional a variância dessa variável e possui a vantagem de incorporar outras fontes de volatilidade. O modelo utilizado na geração dos erros de previsão foi definido segundo as funções de autocorrelação e de autocorrelação parcial do PIB, contando também com o auxílio de critérios de informação, tais como Akaike e Schwartz. O processo AR(1) foi estimado em regressões rolantes, com janelas de dados de trinta anos começando com o intervalo que se estende de 1935 a 1964 e indo até a sub-amostra que vai de 1976 a 2005. Uma vez estimadas as regressões para cada intervalo, realizamos previsões um período a frente e tomamos o quadrado dos erros, que como já foi anunciado acima, serviu de proxy para a variância das taxas de crescimento.

Objetivando testar a hipótese da existência de um efeito duradouro por parte da volatilidade sobre o produto, criamos uma série composta pela soma acumulada do quadrado dos erros de previsão, o que torna possível observar de que maneira o histórico da volatilidade afeta o “caminho” do produto.

Para o vetor de controle utilizaremos observações de maior frequência (mensal), com isso poderemos incluir nas regressões tanto a volatilidade quanto os níveis anuais das variáveis. Para a composição do vetor serão usados dados de inflação e de taxa de câmbio real além de suas respectivas volatilidades.

Para taxa de inflação foi utilizada a série do índice IGP-DI calculado pelo IBGE (Fundação Getulio Vargas), do qual extraímos o logaritmo neperiano, assim como no caso do PIB, para suavizar a série. A primeira e segunda diferença do logaritmo do IGP-DI também foi tomada com intuito de gerar a variável inflação e aceleração da inflação respectivamente.

Para incluir em nossas equações medidas da incerteza em relação ao nível de preços criamos uma série anual da variância incondicional da inflação, assim como, uma série para a variância incondicional da aceleração da inflação, também calculada ano a ano, ambas com base em dados mensais.

5. Evidências Empíricas

5.1 - Correlação entre a volatilidade e o crescimento

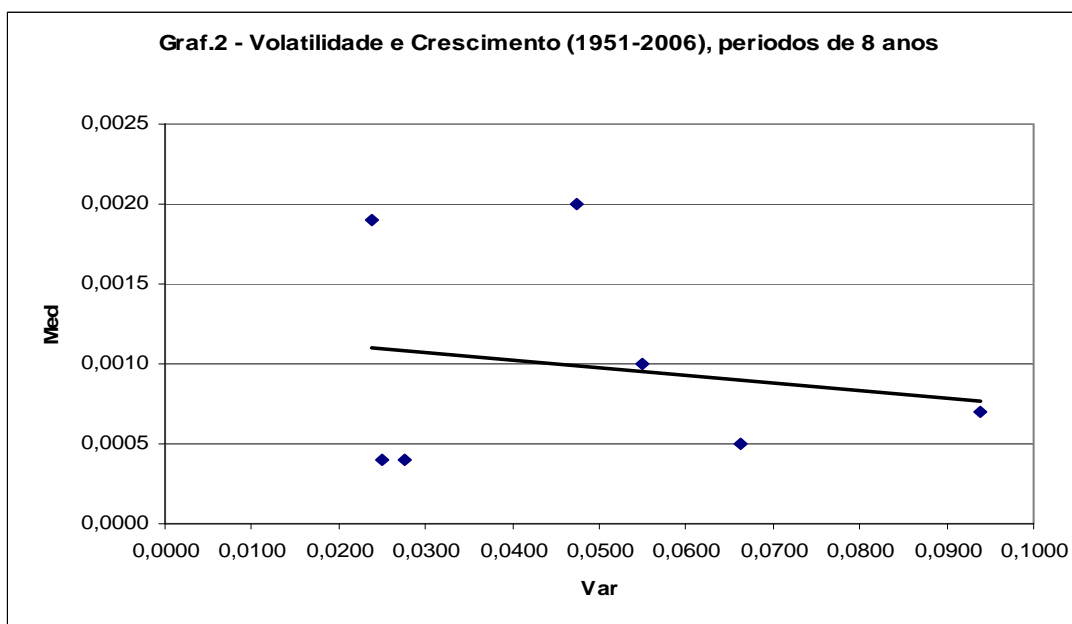
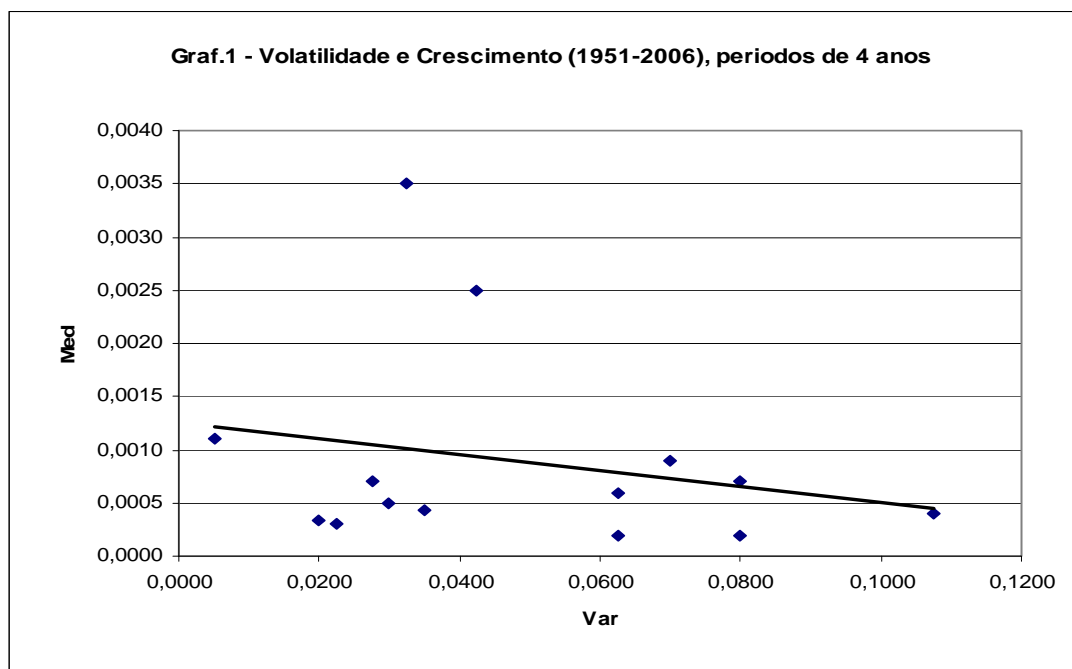
Para testar a correlação contemporânea entre a volatilidade e o crescimento dividimos a amostra em subgrupos de quatro, oito e dezesseis anos analisando a correlação entre o crescimento e a variância de cada grupo, a tabela a seguir trás os resultados:

Tabela 1 – Correlação entre média e variância

Tamanho do grupo	Período	Número de subgrupos	Correlação
4 anos	1951-2006	14	-0,2282
8 anos	1951-2006	7	-0,1773
16 anos	1943-2006	4	-0,0439

Como pode ser observado a taxa de crescimento do produto apresenta uma correlação negativa com a variância do mesmo, o que pode ser observado nos gráficos 1 e 2, indicando que em períodos de alta volatilidade o crescimento do PIB é mais lento.

Apesar da correlação negativa não implicar necessariamente na existência de uma relação causal desse tipo o resultado é coerente com o modelo proposto por Ramey e Ramey (1991), onde a alta variância leva a um nível mais baixo de crescimento.



5.2 - Relação de longo prazo entre volatilidade e produto

Nesta seção testaremos a existência de um efeito permanente da volatilidade sobre o produto. Como já foi citado anteriormente utilizamos soma acumulada do quadrado dos erros de previsão de um modelo AR(1) aplicado a série das taxas de crescimento anual, buscando assim isolar o papel da variância passada sobre a trajetória atual da produção.

Como se sabe, geralmente a série de produto é não-estacionária. Por outro lado, sendo a série do quadrado dos erros de previsão estacionária, verifica-se que sua soma acumulada provavelmente será não-estacionária. O teste DFA (Dickey-Fuller Aumentado) para a série de produto gerou uma estatística de 2,4821, enquanto que no caso da soma acumulada do quadrado dos erros a estatística foi de -2,2028, por fim para o quadrado dos erros o valor crítico foi de -3,014. As estatísticas acima não nos permitem refutar a hipótese nula de existência de raiz unitária no caso das duas primeiras variáveis só sendo possível descartar essa possibilidade no caso do quadrado dos erros de previsão.

Se observarmos a série de PIB (gráfico 3) notaremos que a média de sua taxa de crescimento cai abruptamente por volta da virada entre a década de setenta e oitenta provocando uma mudança na inclinação da tendência, outra característica marcante desses dados é a presença de uma tendência de crescimento da qual falaremos mais tarde. Segundo Bonelli (2005) a mudança na inclinação da série tem sua origem na elevação do “preço dos investimentos” que levou a uma menor taxa de crescimento da década de oitenta em diante por conta da desaceleração dos investimentos.

A série dos erros de previsão ao quadrado (volatilidade) apresenta dois picos principais que devemos comentar: o primeiro deles, por volta do princípio da década de oitenta, coincide com o período da aceleração da inflação e da mega-desvalorização o que é em largamente explicado pelo distúrbio externo (por definição inesperado) provocado pelo segundo choque do petróleo, durante a revolução islâmica. Esse padrão presente nas variáveis sugere a possibilidade de que parte da volatilidade do crescimento tenha sua origem na volatilidade da inflação ou na taxa de câmbio, parte dessa hipótese será analisada mais cautelosamente em breve. O segundo pico da série se situa no meio do governo Collor (1990 a 1992) no qual o inesperado seqüestro da liquidez, fruto do plano Collor I provocou uma forte

retração econômica da ordem de 4% em 1990. Não obstante, apesar da restrição da liquidez e da redução da indexação efetuada pelo plano, o período apresentou o típico padrão dos planos de indexação com desaceleração rápida no ritmo de escalada dos preços no momento da introdução do plano seguido por contínua elevação da inflação posteriormente.

Gráfico3 - Produto Interno Bruto

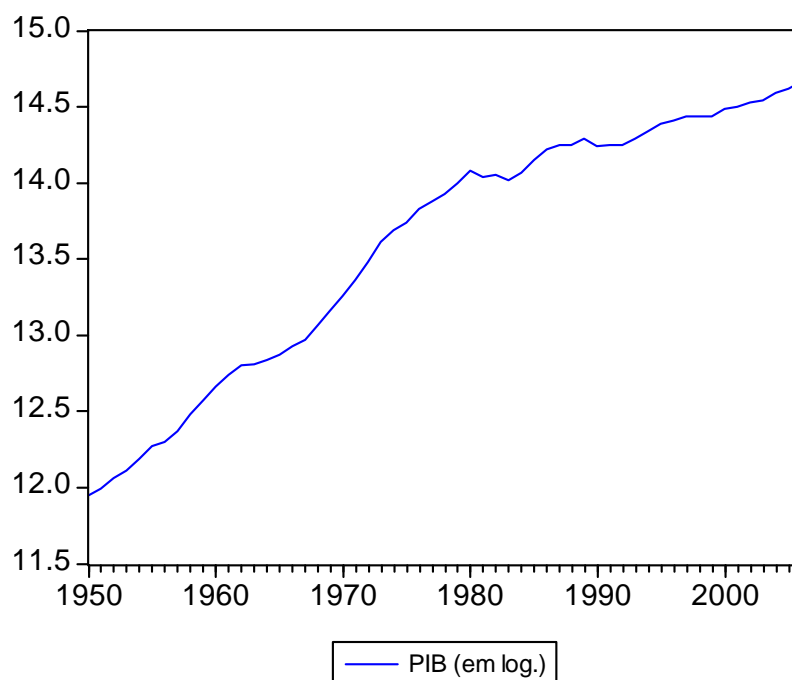


Gráfico 4 – Erros de previsão ao quadrado (Proxy para a Variância do PIB)

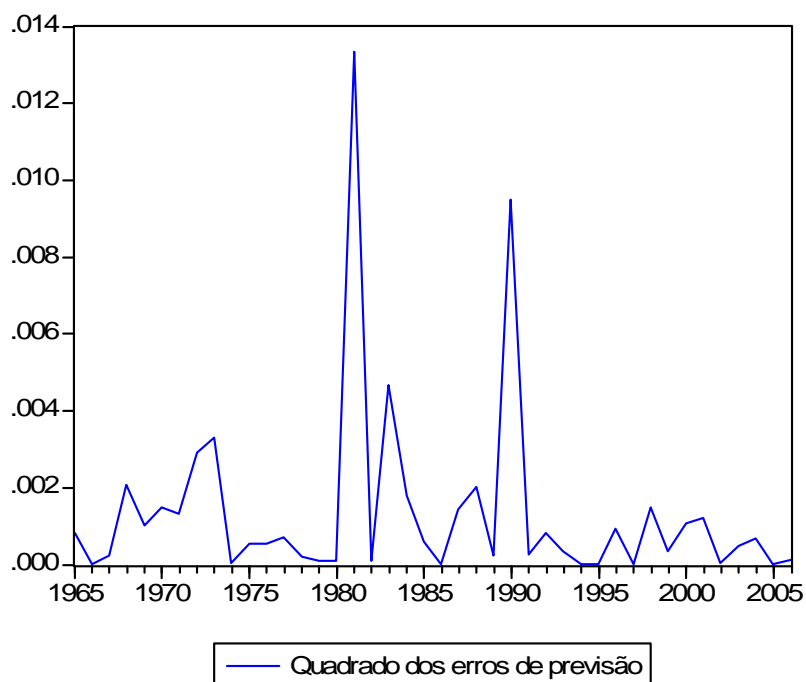
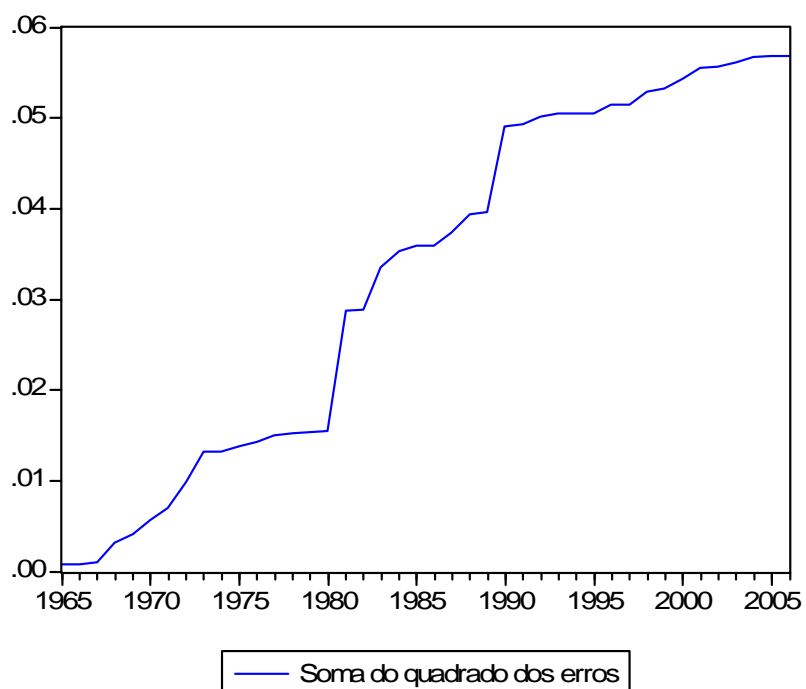


Gráfico 5 – Soma do quadrado dos erros de



Na tentativa de testar a persistência do efeito exercido pela volatilidade dos ciclos econômicos sobre o produto efetuamos um teste de cointegração tendo como base a equação abaixo descrita. Realizar o teste é possível já que ambas as variáveis

em questão são integradas de ordem um, o que quer dizer que calculando a primeira diferença das mesmas obteremos séries estacionárias ou integradas de ordem zero.

$$\ln Y_t = \theta_0 + \theta_1 \sum \varepsilon_t^2 + a_1 t + \mu_t \quad [5.1]$$

Onde $\ln Y_t$ é o logaritmo natural do PIB, $\sum \varepsilon_t^2$ é o somatório acumulado do quadrado dos erros de previsão, μ_t é o termo que representa o erro da equação e t é o tempo, incluído no afã de captar a presença de uma tendência determinística em torno da qual o PIB se desloca.

Para investigar a cointegração entre as variáveis é necessário rodar a regressão acima e testar a estacionariedade dos resíduos, através de um teste de raiz unitária DFA. Caso a série (dos resíduos) seja estacionária podemos afirmar a existência de cointegração, ou seja, existe um vetor que gera uma combinação linear estacionária, entre as variáveis. Os resultados obtidos estão expostos na Tabela 2.

As estimações da equação [5.1] não foram satisfatórias, já que o resíduo obtido em nossa regressão não é estacionário, não nos permitindo assim afirmar a existência de uma tendência comum entre as variáveis (Cointegração). Além disso o coeficiente referente a proxy da volatilidade não apresentou o sinal esperado.

Uma possível explicação para o problema pode ser fundamentada na quebra sofrida pela inclinação do PIB brasileiro entre o final da década de setenta e princípios da década de oitenta, como pode ser observado no gráfico³.

Tabela 2

Equação de cointegração 1

1975 - 2006

$$\ln Y_t = 11,3200 + 5,6991 \sum \varepsilon_t^2 + 0,0297 t + \mu_t$$

(17,1817) (0,9280) (2,9466)

$$R^2 = 0,8935$$

Teste de Cointegração

1975 - 2006

$$\Delta \mu_t = 0,0064 - 0,0974 \mu_{t-1}$$

(0,8752) (-2,1830)

Estatística do teste = -2,1830

Valor crítico a 5% de significância = -2,9350

*Os valores entre parênteses são correspondentes as estatísticas t.

**O número de defasagens no teste de cointegração foi definido seguindo o critério de Schwarz.

É possível perceber, com mais clareza, que a fonte do problema está na mudança de inclinação quando repetimos o exercício acima, utilizando uma amostra menor, que se estende de 1985 a 2006. Nesse caso obtivemos além da cointegração já alcançada um coeficiente significativo para a soma do quadrado dos erros de previsão. Os resultados estão na tabela 3.

Com a nova amostra o coeficiente correspondente à soma dos erros de previsão ao quadrado é negativo, além disso, o resíduo dessa regressão é estacionário o que indica que o logaritmo PIB é cointegrado com a nossa proxy.

Apesar do número de observações em nossa segunda amostra ser pequeno (22 obs.) os resultados provenientes da mesma nos deram uma importante pista de como executar os próximos passos do trabalho, com a amostra principal (1965 a 2006).

Tabela 3

Equação de cointegração 2

1985 - 2006

$$\ln Y_t = 11,9001 - 8,9925 \sum \varepsilon_t^2 + 0,0310 t + \mu_t$$

(142,3230) (-6,5528) (20,7061)

$$R^2 = 0,9871$$

Teste de Cointegração

1985 - 2006

$$\Delta \mu_t = 0,0018 - 0,7017 \mu_{t-1}$$

(0,5989) (-3,6885)***

Estatística do teste = -3,6885

Valor crítico a 5% de significância = -3,0123

*Os valores entre parênteses são correspondentes as estatísticas t.

**O número de defasagens no teste de cointegração foi definido seguindo o critério de Schwarz.

A diferença entre os resultados obtidos com amostras distintas implica na necessidade de gerar uma alternativa que capte a quebra na inclinação. Com objetivo de solucionar o problema incluímos uma tendência polinomial de segunda ordem como pode ser observado na nova equação que tem a seguinte configuração:

$$\ln Y_t = \theta_0 + \theta_1 \sum \varepsilon_t^2 + a_1 t + a_2 t^2 + \mu_t \quad [5.2]$$

As estimações, para a amostra de 1965 a 2006, encontram-se em Tabela 4. A principal constatação derivada do novo modelo está centrada na obtenção de resíduos estacionários, o que configura cointegração entre as variáveis, ou seja, os desvios não-estacionários do PIB em torno de sua tendência determinística se relacionam com o histórico dos erros de previsão (Volatilidade). Podemos dizer então que movimentos mesmo que momentâneos no que tange a volatilidade

implicam em um efeito, na direção oposta, sobre toda a trajetória futura do PIB, confirmando a hipótese acerca da relação de longo prazo apresentada no artigo de Ramey e Ramey (1991).

Antes de prosseguir deve-se ressaltar que sob cointegração os coeficientes não possuem distribuição t assintótica o que frustra a tentativa de inferir utilizando os valores críticos encontrados como é costume, no entanto é possível inferir

Tabela 4

Equação de cointegração 3

1965 – 2006

$$\ln Y_t = -1,0817 - 18,2595 \sum \varepsilon_t^2 + 0,3081 t - 0,0014 t^2 + \mu_t$$

(-1,7685) (-8,8426) (23,0138) (-21,2803)

$$R^2 = 0,9917$$

Teste de Cointegração

1965 – 2006

$$\Delta \mu_t = -0,0002 - 0,3697 \mu_{t-1}$$

(-0,0419) (-2,8812)***

Estatística do teste = -2,8812

Valor crítico a 10% de significância = -2,6058

*Os valores entre parênteses são correspondentes as estatísticas t.

**O número de defasagens no teste de cointegração foi definido seguindo o critério de Schwarz.

realizando o procedimento proposto em Phillips e Hansen (1990), após executar esse processo chegamos a um valor crítico de -4,2061, o que nos permite afirmar a significância estatística do coeficiente (θ_1) a 99% de confiança. Na nova especificação, ainda utilizando a proposição de Phillips e Hansen (1990) obtivemos significância estatística para ambos os termos que compõem nossa tendência, também a 99%.

A cointegração encontrada nos diz que o produto se relaciona com a volatilidade no longo prazo, sendo assim, é provável que ao menos uma das variáveis se desloque no sentido de restaurar o equilíbrio em resposta a eventuais desvios. Para testar se esse tipo de resposta realmente ocorre em nossos dados rodamos um modelo vetorial de correção de erros (MVCE), nesse tipo de especificação tenta-se estimar a relação existente entre os movimentos de nossas variáveis endógenas e os desequilíbrios existentes em um período atrás representado pelo resíduo defasado da equação de cointegração [5.2] ($\hat{\mu}_{t-1}$), o que serve de instrumento para $(Y_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 \sum \varepsilon^2_{t-1} - a_1(t-1) - a_2(t-1)^2)$ solucionando um eventual problema de endogeneidade. Os resultados das estimações se encontram na tabela 5.

Tabela 5

Modelo de correção de erros

1965-2006

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & -0,2107 (\mu_{t-1}) + 0,6329 \Delta \ln Y_{t-1} + 0,2052 \Delta \ln Y_{t-2} + \\ & (-1,7832)^* \quad (3,4792)^{***} \quad (1,0719) \\ + & 4,1205 \varepsilon^2_{t-1} - 0,4761 \varepsilon^2_{t-2} \\ & (1,6885)^* \quad (-0,2208) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon^2_t = & 0,0136 (\mu_{t-1}) + 0,0168 \Delta \ln Y_{t-1} - 0,0009 \Delta \ln Y_{t-2} + 0,0526 \varepsilon^2_{t-1} + \\ & (1,5518) \quad (1,2437) \quad (-0,0648) \quad (0,2890) \\ + & 0,2033 \varepsilon^2_{t-2} \\ & (1,2639) \end{aligned}$$

*Os valores entre parêntesis são correspondentes as estatísticas t.

Para a equação de correção de erros da taxa de crescimento do PIB ($\Delta \ln Y_t$) com exceção das segundas defasagens obtivemos coeficientes significantes para todos os regressores, ou seja a taxa de crescimento se mostrou dependente da sua própria primeira defasagem, dos erros de previsão do período anterior e do termo de correção dos erros (μ_{t-1}), nesse caso apenas a 10% de significância.

Já na equação estimada para o quadrado dos erros de previsão (ε^2_t), não foram encontrados coeficientes significantes. O coeficiente estatisticamente igual a zero encontrado na equação, para o termo de correção de erros nos indica que ao contrário da taxa de crescimento essa variável não responde aos desequilíbrios de longo prazo. A inexistência de significância para as defasagens do quadrado dos erros indica a ausência de autocorrelação em nossa proxy para variância, o que nos indica a inadequação de um ARCH (*Autoregressive conditional heteroskedasticity*) para a taxa de crescimento do produto.

Seguindo a metodologia proposta em Engle e Granger (1987), podemos afirmar que a taxa de crescimento do PIB não Granger causa o quadrado dos erros, uma vez que apenas na equação dessa variável o coeficiente do termo de correção de erros foi estatisticamente igual a zero (valor crítico de 1,5518). A ausência de significância no caso da segunda equação nos diz que o quadrado dos erros de previsão é fracamente exógeno.

A exogeneidade fraca do quadrado dos erros de previsão reforça a hipótese, proposta em Ramey e Ramey (1991), de que a taxa de crescimento e consequentemente o produto são afetados não só no longo prazo, mas também no curto prazo por mudanças na volatilidade.

Nesse capítulo encontramos evidências que reforçam a ocorrência de uma relação negativa entre a volatilidade dos ciclos econômicos e o produto. Primeiro a ocorrência de cointegração entre os desvios do PIB em relação a sua tendência e o histórico da volatilidade indicam que a hipótese, elaborada em Ramey e Ramey (1991), é válida para dados brasileiros, ou seja, no Brasil a trajetória do PIB responde a movimentos pontuais na volatilidade. Por outro lado, com nosso modelo de correção de erros provamos que a taxa de crescimento responde também no curto prazo as oscilações da volatilidade, isso reforça as evidências da seção anterior.

Nossos resultados estão de acordo com o modelo teórico proposto em Ramey e Ramey (1991), ao que parece as firmas brasileiras encontram dificuldades de efetuar suas escolhas em um ambiente de elevada volatilidade. Como foi dito antes, essa situação faz com que parte das firmas não sejam capazes de auferir escolhas eficientes, o que acarreta desvios da escala eficiente de produção (EEP) e perda de produto, explicando a relação de curto prazo.

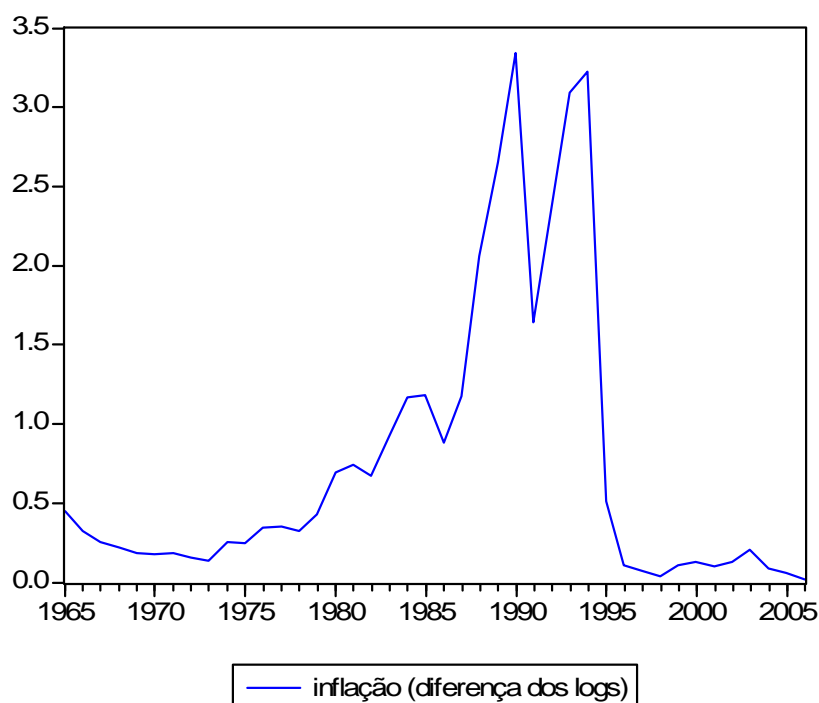
Por sua vez, no âmbito do longo prazo, as melhorias na produtividade de nossas empresas parece estar ligada positivamente aos momentos de pico dos ciclos

econômicos fortalecendo a hipótese de “learning by doing” em nossos dados. Esse tipo de relação, entre a produtividade e os ciclos, faz com que quedas passadas na produção geradas por repiques de volatilidade nos conduzam a um produto menor hoje, corroborando com a noção de que existe uma persistência na relação entre volatilidade e produto no Brasil.

5.3 - Ampliando a análise

Reforçando os resultados alcançados até esse momento, buscamos introduzir algumas variáveis de controle, todas elas estão ligadas ao IGP-DI. Foi testado então se as variáveis com origem nos preços têm papel relevante para o entendimento da relação entre Volatilidade e Produto. Nesta seção testaremos o papel da aceleração inflacionária e da volatilidade da aceleração inflacionária. Sobre o produto e sobre a taxa de crescimento.

Gráfico 6 – Inflação (diferença dos logaritmos)

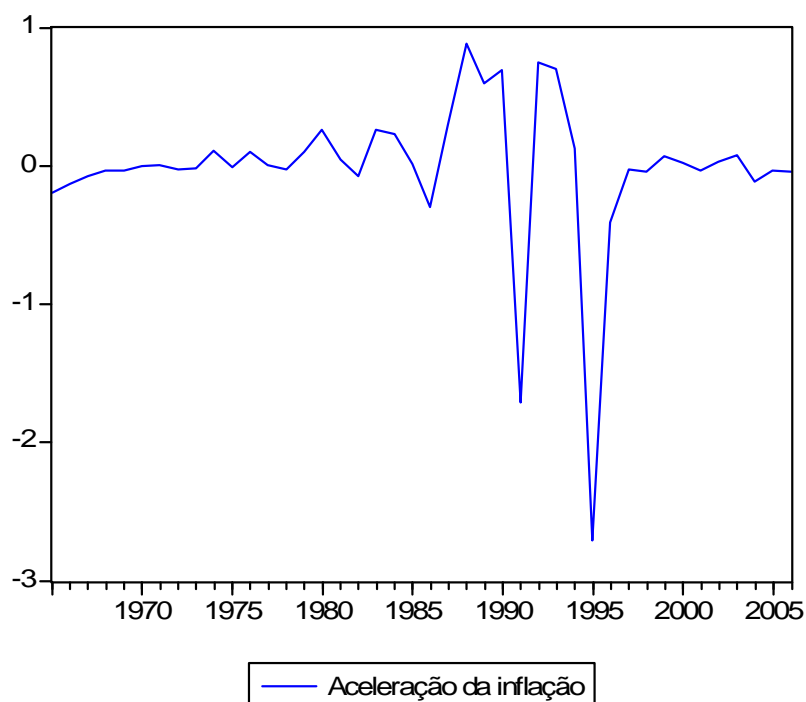


Como é sabido, a inflação brasileira, vista no gráfico 6, apresenta ao longo de nossa amostra que vai de 1965 a 2006 um padrão de enormes oscilações devido ao período de hiperinflação. Isso se torna bastante claro quando ao olharmos os dados. Em 1965 a inflação no Brasil, medida pelo IGP-DI, encontrava-se em um patamar de 34,2% ao ano. Em 1989, em pleno período de hiperinflação, a taxa de variação dos preços batia 1782,9% chegando a 2708,6% em 1993 antes de desacelerar, por conta do plano real, rumo aos 1,7% de 1998, nas vésperas de saltar novamente,

dessa vez para 20% em 1999 por conta da desvalorização cambial ocasionada por turbulências nos mercados externos e imprudências fiscais no âmbito interno.

Para mitigar o problema da não estacionariedade da inflação tomamos a segunda diferença do logaritmo do IGP-DI, com isso extraímos a taxa de aceleração inflacionária (gráfico 7) que aparentemente não possui raiz unitária.

Gráfico 7 – Aceleração da Inflação



O teste Dickey Fuller aumentado (DFA) realizado para a taxa de inflação e para a taxa de aceleração da inflação – com uma amostra que vai de 1965 a 2006 – teve os seguintes resultados, respectivamente: -1,9648 e -6,3490. De posse desses valores críticos, só podemos refutar (a 99% de confiança) a hipótese nula de presença de raiz unitária no segundo caso, ou seja, para a taxa de aceleração inflacionária. Dada a sua estacionariedade, a aceleração inflacionária se qualifica para ser incluída como variável exógena em nosso modelo de correção dos erros.

Ao incluirmos a aceleração inflacionária em nosso modelo, não obtivemos significância estatística para o coeficiente que teve o valor crítico encontrado de -0,4620 no caso da equação da taxa de crescimento e de 0,9741. Os resultados se encontram na Tabela 6. Aparentemente uma maior aceleração inflacionária não

resulta em menores taxas de crescimento, nem em uma maior volatilidade do produto, ao contrário nossos resultados indicam certa neutralidade entre as variáveis. Uma explicação para as evidências é de que taxas de aceleração inflacionária não são necessariamente surpreendentes, ou seja, os agentes podem lhe atribuir certos padrões, mesmo em fases de hiperinflação. Sendo assim, essa variável não deve estar captando corretamente o efeito da incerteza.

Tabela 6

Modelo de correção de erros, $\Delta\pi_t$ como variável exógena
1965-2006

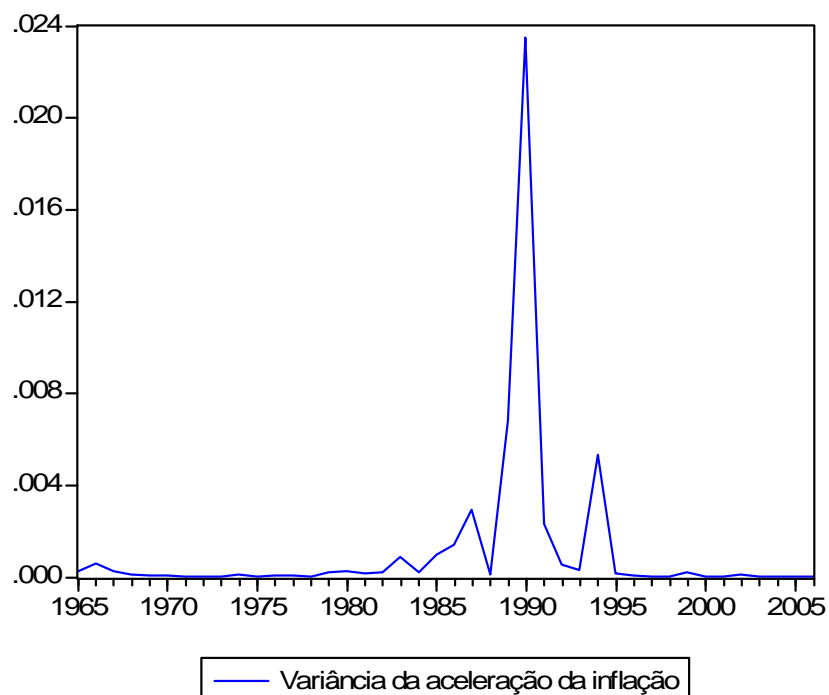
$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & -0,2093 (\mu_{t-1}) + 0,1840 \Delta \ln Y_{t-1} + 0,2073 \Delta \ln Y_{t-2} + \\ & (-1,7523)^* \quad (3,4189)^{***} \quad (1,0795) \\ + & 3,9091 \varepsilon_{t-1}^2 - 0,2801 \varepsilon_{t-2}^2 - 0,0044 \Delta \pi_t \\ & (1,5582) \quad (-0,1262) \quad (-0,4620) \\ \\ \varepsilon_t^2 = & 0,0134 (\mu_{t-1}) + 0,0174 \Delta \ln Y_{t-1} - 0,0012 \Delta \ln Y_{t-2} + 0,0855 \varepsilon_{t-1}^2 + \\ & (1,5264) \quad (1,2835) \quad (-0,0874) \quad (0,4616) \\ + & 0,1728 \varepsilon_{t-2}^2 + 0,0007 \Delta \pi_t \\ & (1,0536) \quad (0,9741) \end{aligned}$$

*Os valores entre parêntesis são correspondentes as estatísticas t.

Sendo $\Delta\pi_t$ a taxa de aceleração da inflação.

Para testar a hipótese de que a incerteza em relação aos preços influencia a taxa de crescimento, incluímos em nosso modelo de correção de erros (ECM) a variância da aceleração inflacionária. Essa série tem seu máximo global situado aproximadamente no princípio da década de noventa, provavelmente por conta dos sucessivos e ineficazes planos de estabilização do período, que como foi frisado reduziam inflação rapidamente para depois deixa - lá subir tão rápido quanto havia descido.

Gráfico 8 – Variância aceleração da Inflação



Antes de introduzir de fato a variância da aceleração inflacionária no ECM, realizamos o teste de Dickey Fuller Aumentado para a mesma. A estatística encontrada foi de -4,3839 o que nos permite refutar a hipótese nula a 99% de confiança. Sendo a variância da aceleração da inflação (VAI) uma variável $I(0)$, em outras palavras estacionária, podemos incluí-la no ECM como uma variável exógena.

Os resultados dessa vez se mostraram satisfatórios, sendo o coeficiente estimado para VAI, na equação da taxa de crescimento, marginalmente significativo a 10%. Já no caso da equação do quadrado dos erros de previsão o coeficiente de VAI é significativo a 99% como pode ser visto em Tabela 7.

Tabela 7

Modelo de correção de erros, $\text{Var}([\Delta\pi_t])$ como variável exógena.

1965-2006

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & -0,1967 (\mu_{t-1}) + 0,6811 \Delta \ln Y_{t-1} + 0,1624 \Delta \ln Y_{t-2} + \\ & (-1,6986)^* \quad (3,7802)^{***} \quad (0,8596) \\ + & 4,7014 \varepsilon^2_{t-1} - 0,2233 \varepsilon^2_{t-2} - 2,2509 \text{Var}([\Delta\pi_t]) \\ & (1,9500)^* \quad (-0,1057) \quad (-1,6517)^* \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon^2_t = & 0,0117 (\mu_{t-1}) + 0,0103 \Delta \ln Y_{t-1} + 0,0048 \Delta \ln Y_{t-2} - 0,0261 \varepsilon^2_{t-1} + \\ & (1,5009) \quad (0,8463) \quad (0,3809) \quad (-0,1598) \\ + & 0,1690 \varepsilon^2_{t-2} + 0,3052 \text{Var}([\Delta\pi_t]) \\ & (1,1801) \quad (3,3033)^{***} \end{aligned}$$

*Os valores entre parêntesis são correspondentes as estatísticas t.

Sendo $\text{Var}([\Delta\pi_t])$ a variância da aceleração da inflação (VAI).

Como observado acima o coeficiente de VAI na primeira equação (-2,2509) apresenta sinal negativo o que indica que uma maior variância na aceleração da inflação está ligada a uma menor taxa de crescimento do PIB, o que em parte pode ser explicado pela hipótese de Milton Friedman (1977) de que a incerteza proveniente da inflação embute ineficiência nas decisões econômicas, reduzindo o crescimento.

No caso da segunda equação temos um resultado interessante nos mostrando que apesar de não responder aos desequilíbrios de longo prazo, o quadrado dos erros de previsão se relaciona com a VAI, uma vez que o coeficiente estimado foi de 3,3032 o que nos indica que certa parcela da volatilidade dos ciclos econômicos deriva da volatilidade presente em uma variável nominal, provavelmente devido a rigidez de preços existente em nossa economia.

Reforçando as evidências da seção anterior nossas novas estimações mantiveram o mesmo nível de significância, obtido para as demais variáveis, dessa maneira a exogeneidade fraca encontrada para o quadrado dos erros de previsão se mantém. Apenas uma pequena alteração ocorreu no coeficiente do termo de

correção dos erros, que foi de -0,2107 para -0,1967 na nova equação, sendo assim podemos afirmar a robustez da primeira regressão do sistema.

Com os novos testes conclui-se que no Brasil existe uma relação de curto prazo tanto direta quanto indireta ligando a incerteza inflacionária e a taxa de crescimento no curto prazo.

O primeiro desses efeitos está embasado no coeficiente de VAI encontrado na primeira equação do sistema (Tabela 7) que indica que no Brasil as taxas de crescimento respondem não só aos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo como também amplitude das mudanças sofridas pela taxa inflação. O segundo efeito por sua vez, repousa sobre a idéia de que parte das flutuações do produto são geradas pela amplitude das oscilações na taxa de inflação, essa relação parece estar ligada ao efeito que uma taxa de inflação inesperada tem sobre os preços relativos devido a rigidez nominal

Esse resultado nos inspira a dizer que existe um efeito entre a inflação hoje e a trajetória futura do produto. Isso pode ser visto caso pensemos no arcabouço de um modelo de crescimento endógeno, como o proposto em Ramey e Ramey (1991), onde a produtividade dos fatores é gerada com base no nível passado do produto, como visto na seção 3 (equação 3.9), ou seja:

$$\Theta_t = A(\ln Y_{t-2} + \Delta \ln Y_{t-1})\Theta_{t-1} \quad [5.3]$$

E contemos com o a evidência empírica que nos diz que:

$$\Delta \ln Y_t \text{ (Var}[\Delta \pi_t]) < 0 \quad [5.4]$$

Sob essa especificação temos que a inflação exerce um efeito no curto prazo sobre o produto através de sua relação negativa com a taxa de crescimento, por via dessa relação mais inflação em t gera um produto menor no mesmo período, isso resulta em menos produtividade em $t+i$, sendo $i=1,2,\dots$. Dessa maneira a incerteza em relação a aceleração inflacionária em um período reduz o caminho de equilíbrio futuro do produto, assim como no caso da volatilidade dos ciclos econômicos. Essa constatação faz a ligação de longo prazo entre incerteza inflacionária e o produto.

6. Conclusão

Esse trabalho tentou realizar uma pequena contribuição às pesquisas que intentam conhecer com mais profundidade a dinâmica entre a volatilidade das variáveis macroeconômicas e o produto no Brasil.

Nossas evidências empíricas parecem confirmar que as firmas brasileiras se defrontam com um problema de “comprometimento tecnológico” (Ramey e Ramey, 1991) ($\beta > 0$), uma vez que encontramos uma relação negativa entre volatilidade e produto no longo e no curto prazo. Por outro lado, também encontramos indícios de que flutuações inesperadas na taxa de variação da inflação levam a menos crescimento.

As evidências empíricas encontradas nesse trabalho conduzem-nos a concluir que grandes flutuações nos ciclos econômicos e na inflação acarretam um menor nível de produto, sugerindo a existência de possíveis ganhos de renda ligados a estabilização.

Essa constatação se mostra um argumento importante, principalmente em um momento em que cada vez mais políticas capazes de nos levar a instabilidade são propostas ou até mesmo levadas a cabo ameaçando o frágil equilíbrio macroeconômico alcançado.

Referências Bibliográficas

Arow, Kenneth (1962), “The economic implications of learning by doing”, *Review of Economic Studies*, 29, 155-173

Bean, Charles R. (1990). “Endogenous growth and the procyclical behavior of productivity”, *European Economic Review*, 34 , 355-363.

Black, Fisher (1979), “Business cycles in general equilibrium”, MIT, Working Paper, não publicado.

Cottani, Joaquín A., Domingo F. Cavallo, and Shahbaz Khan (1990). “Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs”, *Economic Development and Cultural Change*, 39, 61-76.

Enders, Walter, “Applied Econometric Time Series”

Friedman, Milton (1968), “The role of monetary policy”, *American Economic Review*, 58, 1, 1-17.

_____ (1977), “Nobel lecture: Inflation and Unemployment”, *Journal of Political Economy*, 85, 3, 451- 472

Martin, Philippe and Carol Ann Rogers (1997). “Long term growth and short term economic instability”, CEPR discussion Papers, London.

Mendoza, Enrique (1995). “The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuation”, *International Economic Review*, 36, 101-137.

Mirman, Leonard J. (1981), “Uncertainty and optimal consumption decisions”, *Econometrica*, 39, 179-185.

Ramey, Garey and Valerie A. Ramey (1991). “Technology commitment and the cost of economic fluctuations”, NBER, Working Paper No. 3755.

_____ (1995). "Cross-Country evidence on the link between volatility and growth", *The American Economic Review*, 85, 5, 1138-1151.

Reyes, Pablo (2003). "Business cycles and economic growth in Latin America: a survey", *El Colegio Mexiquense*.

Schumpeter, Joseph (1942), "Capitalism, socialism and democracy", New York, Harper and Brothers.

Sandmo, Agnar A. (1970), "The Effects of Uncertainty on saving", *Review of economic studies*, 37, 353-360.

Stilianos Fountas, Menelaos Karanasos (2007). "Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: Empirical evidence for G7", *Journal of Intercional Money and Finance*, 229-250.

Zarnowitz, Victor and Geoffrey H. Moore (1986). "Major changes in cyclical behavior", in Robert Gordon (ed.), *The American Business Cycle and Change*, The University of Chicago Press, Chicago and London, 519-582