

RISCO-PAÍS BRASILEIRO NO PERÍODO 2002-2010: UMA ANÁLISE MACROECONÔMICA E ECONOMETRICA POR MEIO DA METODOLOGIA VAR (VETOR-AUTOREGRESSIVO)

Elena Soihet*
Tiago Costa Ribeiro**
Marco Aurelio Safins***

RESUMO: O objetivo desse trabalho é buscar compreender os determinantes do risco-país para o Brasil no período 2002-2010, fase em que vigorou o governo Lula. Para isso, foi construído um modelo tipo VAR (Vetores Auto-Regressivos) capaz de verificar, a consistência das relações entre as variáveis macroeconômicas e o risco-país brasileiro no período, usando como referência o *Emerging Market Index Plus* Brasil (EMBI+). O critério de escolha para o período da análise tem motivação histórica e política. O período que se inicia em janeiro de 2002 é acima tudo um momento de transição política. Nesse ano o país conhece seu novo presidente que tomaria posse em janeiro de 2003 e ficaria na presidência até 2010. Na conclusão observamos que as variáveis mais significativas para explicar o risco país foram aquelas que representam o histórico, os fundamentos (inflação e dívida pública), a taxa *Selic* e as condições de liquidez do mercado internacional.

Palavras-chave: Risco-país; reputação; fundamentos econômicos.

1. INTRODUÇÃO

As crises sistêmicas que se abateram sobre os países emergentes na década de 1990, suas causas e conseqüências criaram um enorme campo de interesse para os pesquisadores para a análise do risco-país. A relevância do tema é crucial para se apurar os determinantes financeiros que se impõem sobre os custos de financiamento e sobre os ciclos de negócios do país.

Conforme estudo de Garcia e Didier (2003), o risco-país é um determinante fundamental do piso da taxa de juros doméstica – que, por sua vez, se constitui em uma das variáveis macroeconômicas decisivas na determinação do nível da atividade e do emprego. Esta é a explicação dada usualmente, na medida em que os juros reais internos sofrem a influência do risco-país.

Há uma gama crescente de estudos que analisaram esta variável para os países emergentes, porém, além de haver poucos estudos que focaram os seus determinantes para o caso brasileiro entre 2002-2010, é ainda mais rara a estimação de um modelo que seja capaz de verificar a consistência das relações entre as variáveis macroeconômicas e o risco-país brasileiro no período. Mais especificamente, para o Brasil, este tema é de grande relevância dada e as altas taxas de juros praticadas no mercado.

O critério de escolha para o período da análise tem motivação essencialmente histórica e política. O período que se inicia em janeiro de 2002 é acima tudo um momento de transição de dois ciclos políticos distintos. Nesse ano o país conhece seu novo presidente que tomaria posse em janeiro de 2003. O período de análise se estende até abril de 2010. É importante destacar que ao longo do período de análise, a economia brasileira se depara com limitações de natureza interna e externa. Dentre estas limitações estão à própria transição ocorrida com a eleição de Luis Inácio Lula da Silva do Partido dos Trabalhadores (PT), visto que a continuidade do processo de estabilização econômica ainda era questionável para o período.

Em nível externo tem-se um evento capital que foi a eclosão da crise financeira inicialmente no mercado mobiliário norte-americano. O processo de *falência, pânico e deflação de ativos que se seguiu à quebra do Lehman Brothers*, afetou toda economia mundial de diversas formas. No caso brasileiro houve aumento do risco país.

* Professora Adjunta de Ciências Econômicas da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro/URFJ/

** BNDES

*** Professor da Universidade Federal Fluminense/UFF

O objetivo desse trabalho é buscar compreender os determinantes do risco-país para o Brasil no período 2002-2010, fase em que vigorou o governo do presidente Luiz Inácio Lula da Silva. Para isso, foi construído um modelo tipo VAR (Vetores Auto-Regressivos) capaz de verificar, a consistência das relações entre as variáveis macroeconômicas e o risco-país brasileiro no período, usando como referência o *Emerging Market Index Plus* Brasil, EMBI+ Brasil. A preferência pelo EMBI+ se deve pelo fato de ser o indicador mais usado como referência de medida de prêmios de risco-soberano cobrados nos mercados secundários de títulos de dívida das economias emergentes e, conseqüentemente, tem sido identificado como medida para os “riscos-país”. O EMBI+ é composto principalmente por títulos da dívida externa (*Bradies* e Eurobônus) e empréstimos externos. A seleção dos países integrantes do EMBI+ tem como critério as notas concedidas por empresas de classificação de crédito, como a *Moody's Investors Service*, *Fitch IBC* e *Standard & Poor's*⁴.

Uma alternativa para a medição do risco-país poderia ser o *spread* de algum título soberano da dívida externa brasileira em relação a algum título do tesouro americano de igual maturidade. Outra opção alternativa seria mensurar um indicador através da avaliação das agências internacionais de *rating* - *Moody's*, *Standard & Poor's* e *Fitch IBCA*. O *spread* de um título externo teria um inconveniente: os títulos principais da dívida externa brasileira não têm sido os mesmos desde 1994, quando foram criados; portanto, não temos uma série histórica contínua de um único título até 2006⁵. Já o *rating* é uma variável qualitativa cuja classificação é dada por três principais agências, sendo necessário transformá-las em um indicador quantitativo. Cada agência possui uma taxonomia própria de classificação e para normalizá-las seria necessária uma escala de valores arbitrados.

Além desse inconveniente, após as crises financeiras internacionais da Ásia e da Rússia muitas críticas foram dirigidas às agências, no sentido do processo ter sido obscuro e subjetivo. Bone (2004) alega que as agências não possuem incentivos em buscar informações pormenorizadas sobre os emitentes de dívida, dado o custo elevado de uma nova informação e, por isso, tendem a seguir o risco sistemático - de mercado - ao invés do risco específico do governo soberano. Além disso, existem outras críticas, tais como: o viés sociocultural (onde há a influência do padrão americano); a pouca discordância entre as opiniões das agências; e a ausência de regulação externa sobre o método de análise. Há também o custo reputacional de um erro na indicação de *default*, sugerindo uma estratégia conservadora de *upgrades*.

Assim, para mensurar o risco-país, optamos pelo EMBI + Brasil - sub-índice do EMBI+ que nos parece ser um índice eficiente e objetivo, inclusive já sendo um *benchmark* para o mercado. O referido índice representa uma média ponderada, pelo volume negociado no mercado secundário, dos preços dos papéis brasileiros que compõem a cesta; a margem soberana é dada pela diferença entre os rendimentos dos títulos governamentais e os títulos do Tesouro dos EUA com características semelhantes, considerados risco zero.

Além da introdução o artigo está estruturado da seguinte forma. A seção 2 apresenta uma revisão bibliográfica sobre as principais pesquisas sobre o risco-país. Na seção 3, mostramos o comportamento do EMBI + Brasil no período 2002 e 2010, enquanto que a seção 4 apresenta o modelo econométrico para a mensuração do risco-país, bem como analisa os determinantes de cada estimação. A última seção resume os resultados e apresenta as conclusões deles derivadas.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A literatura que trata dos *ratings* soberanos e do risco-país e do soberano é concentrada principalmente a partir da década de 1990. A aceção consagrada para o termo “risco-país” é a de: “*exposição a perdas em uma operação internacional de crédito, provocadas em determinado país por eventos que estejam – pelo menos em*

⁴ Somente é admitido na base de cálculo do EMBI+ um determinado tipo de país emergente - aquele que apresenta risco pelo menos moderado de não honrar seus compromissos e, em decorrência, seus papéis oferecem retornos maiores para atrair investidores.

⁵ Garcia e Didier (2003) calcularam o risco-país utilizando separadamente o IDU (Interest Due and Unpaid Bonds) emitidos em 20 de novembro de 1992 e o C-Bond (Brazilian Capitalization Bond) emitidos em 15 de abril de 1994, ambas as medidas têm uma alta correlação.

algum grau – sob controle de seu governo e definitivamente fora do alcance do agente privado envolvido” (in Canuto (2002) p.1). De acordo com Canuto (2002), embora fortemente correlacionados, o risco-país é um conceito mais amplo que o de “risco-soberano”, o qual diz respeito aos riscos associados a empréstimos ao governo de um país soberano. Segundo Bone (2004), o risco- país refere-se ao impacto que as políticas econômicas do governo soberano exercem sobre as finanças e competitividade das instituições domiciliadas na sua jurisprudência.

Uma primeira linha relevante da literatura investiga os fatores que são importantes na determinação dos *ratings* soberanos das principais agências de risco: *Moody's e Standard&Poor's* e em grau menor da *Fitch*.

Em um estudo seminal, Cantor & Parker (1996) mostraram que um conjunto relativamente pequeno de variáveis pode explicar as classificações soberanas. A amostra de dados utilizada por Cantor e Parker abrangeu 49 países. A variável dependente foi a média das classificações da *Standard e Poor's* e da *Moody's* em setembro de 1995, após sua conversão para uma escala numérica de equivalência. As variáveis explicativas foram: (1) PIB per capita (-); (2) taxa de crescimento do PIB (+); (3) Inflação (+); (4) déficit fiscal (+); (5) déficit em conta corrente (+); (6) dívida externa/PIB (+); (7) nível de desenvolvimento econômico (-); e (8) Episódios de moratória (+)⁶. O resultado fiscal do governo central e o déficit em conta corrente, ambos em proporção do PIB, apareceram como tendo sido estatisticamente insignificantes. As conclusões mostraram que, entre as variáveis selecionadas, apenas o balanço fiscal e a conta corrente foram estatisticamente não significantes, devido a possível endogeneidade dessas variáveis relacionadas com a política fiscal e ao fluxo de capital internacional. Ao estimar a regressão do prêmio de risco contra o *rating* pelo método OLS- *Ordinary Least Square*, o resultado foi de que as demais variáveis explicaram 92% da regressão em 1995.

Canuto e Santos (2003) desenvolveram uma versão mais atualizada baseada em Cantor e Parker (1996) utilizando uma amostra maior, contendo 66 países e dados entre 1998 a 2002. Utilizaram como variável dependente a média dos *ratings* da *Standard&Poor's, Moody's e Fitch* em dezembro de 2002, após sua conversão em escala numérica. Quanto às variáveis explicativas, substituíram o “déficit em conta corrente/PIB” pelo grau de abertura (exportações + importações de bens e serviços/PIB), além de incluírem a variável “dívida bruta do governo geral em relação a receitas fiscais totais” para determinar o déficit do governo. As demais variáveis foram iguais as estimadas por Cantor & Parker (1996). A regressão explicou cerca de 88% da variável dependente, e a exceção do déficit do governo geral, todos os demais coeficientes foram estatisticamente significativos e com o sinal esperado.

Uma segunda linha de pesquisa preocupa-se com a característica pró-cíclica dos *ratings* soberanos durante as crises financeiras. Isso significa que as agências podem alongar as crises mais do que o esperado. Kaminsky e Schmuker (2001) examinaram os efeitos dos *ratings* e do *outlook* das agências de risco sobre a instabilidade nos mercados emergentes. A regressão utilizou um painel de dados de 1990 a 2000, para 16 países. A conclusão do estudo indicou que, além do impacto sobre o mercado de títulos e de ações, as agências contribuíram para ampliar o contágio, particularmente durante o período de crise. Segundo os autores, as agências agem pró ciclicamente, ao conceder *downgrade* para os países nos tempos difíceis e *upgrade* nos bons tempos. De acordo com Ferri *et ali.* (1999) as agências de risco falharam ao não preverem a crise asiática, tornando-se, por conta disso, excessivamente conservadoras. Os autores demonstraram que o *downgrade* dado pelas agências pode exacerbar a crise nos países emergentes muito além do que seus fundamentos justificam.

Uma terceira série de estudos tem como objetivo analisar as relações entre o *rating* soberano e o *spread* soberano. Analisando as agências *Fitch, Moody's e Standard & Poor's* no período 1989-1997, Reisen & Von Maltzan (1999) mostraram que os *dowgrades* têm um impacto significativo no *spread* soberano, contrariamente aos *upgrades*,

⁶ Para quantificar o nível de desenvolvimento e o histórico de moratória foram utilizadas variáveis dummies (1 = industrializada / 0 = não industrializada; 1 = entrou em moratória pelo menos uma vez desde 1970 / 0 = não entrou em moratória desde 1970).

que são antecipados pelo mercado. Gaillard (2007) mediu as interações entre o EMBI Global do J. P. Morgan⁷ e os *ratings* das agências *Fitch*, *Moody's* e *Standard & Poor's* entre dezembro de 1993 e setembro 2006. Segundo o autor, o mercado e as agências de risco têm uma percepção muito próxima do risco soberano. Contudo, essa percepção tende a ser diferente quando a aversão de risco é aproximadamente muito alta (em 1998 por ocasião da crise russa) e em tempos de baixa aversão ao risco (como em 2005 e 2006). Segundo o autor, o caráter pró cíclico dos *ratings* é parcialmente verdade: para 1997-98 ele de fato existiu; porém não ocorreu em 1994-95 (crise mexicana) e nem tampouco em 2002, quando os investidores acharam que o Brasil poderia sofrer *default*. Concluiu que os *ratings* e os *spreads* soberanos são interdependentes, porém seus movimentos estão longe de serem totalmente sincronizados. As três agências têm um ajustamento assimétrico para os *ratings*: elas estão mais propensas a conceder um *downgrade* (quando o spread soberano está alto), porém, são relutantes em conceder um *upgrade* mesmo quando há uma queda brusca do risco percebido pelo mercado.

Por fim, uma quarta linha de pesquisa está focada na análise dos determinantes do risco-país utilizando os *spreads* de títulos externos significativos ou ainda o Índice EMBI do J.P. Morgan. Nessa classe de trabalho, na qual se insere nosso artigo.

Eichengreen & Mody (1998) analisaram 1489 títulos emitidos por 37 países emergentes nos anos 1991-96. A estimativa baseada na técnica de painel teve como variável dependente o risco soberano e as explicativas estiveram relacionadas às características dos títulos (tais como a maturidade e o montante), as condições econômicas globais (retorno do título do tesouro americano de 10 anos) e ao comportamento das variáveis macroeconômicas (dívida externa/ PIB, serviço da dívida externa/exportações, taxa de crescimento do PIB e *dummy* de reestruturação da dívida externa). Os resultados confirmaram que uma melhor qualidade de crédito acarretou em maior probabilidade de emitir títulos com baixo risco. Contudo, verificaram que as mudanças nas preferências do mercado por certos títulos são explicadas principalmente por “sentimentos de mercado”, no sentido de como o mercado avalia os títulos e os países, ao invés de análise estrita dos fundamentos econômicos. Em importantes períodos, como por exemplo, a crise mexicana, o papel dos “sentimentos de mercado” foi predominante em explicar o risco soberano.

Nogués e Grandes (2001) buscaram estudar os determinantes do risco-país da Argentina, medido pelo spread soberano do FRB (título considerado mais líquido no país) em relação ao Tesouro Americano de igual maturidade. A análise econométrica, técnica OLS, utilizou dados mensais para o período 1994-1998 e concluiu que as flutuações observadas no risco-país argentino se deram devido aos seguintes fatores: (1) Serviço da dívida externa/exportações (+); (2) Déficit fiscal do governo federal refletindo o desequilíbrio das contas públicas (+); (3) Expectativas de crescimento como uma variável refletindo o potencial da economia (-); (4) Taxa de juros do Tesouro Americano de 30 anos refletindo as condições do mercado financeiro internacional (-); (5) Efeito contágio (EMBI México e EMBI não Latinos) (+); e (6) Distúrbio político desestabilizador (*dummy* para o período de renúncia do Ministro Cavallo e outra *dummy* para capturar o efeito Tequila) (+). Assim, o risco-país Argentina dependeu não apenas de fatores econômicos, como também do efeito contágio, expectativa de crescimento e distúrbio político.

Garcia e Didier (2003) analisaram os determinantes do risco-país para o período maio/1999 a junho/2001 utilizando dados semanais. A variável dependente do risco Brasil foi medida através do *stripped spread do C Bond* (*Brazilian Capitalization Bond* (c)) e a estimativa foi baseada numa análise de regressão linear. Foram identificados alguns componentes importantes para a determinação do risco Brasil, dentre eles, os resultados esperados das contas fiscais e do saldo em transações correntes do balanço de pagamentos. Também foram determinantes, as condições do mercado financeiro doméstico medido pelo Ibovespa, e as condições do mercado financeiro internacional captado pelo *Junk Bond Spread* - isto é, títulos que têm *rating* abaixo de Baa (ou BBB ou B2, caso sejam privados), de

⁷ Para metodologia do EMBI ver Banco Central do Brasil <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%2012-dep%C3%B3sitos%20Compuls%C3%B3rios.pdf>> Acesso :20 set 2012.

acordo com as agências de classificação de crédito (*rating*) como *Standard and Poor's* e *Moody's* e que oferecem alto rendimento em relação ao bônus do tesouro americano. O risco de convertibilidade, isto é, o risco associado à possibilidade de converter os Reais livremente em divisas estrangeiras, foi um importante determinante do risco Brasil, sobretudo em épocas de crise. Segundo os autores, com a melhora da situação após a desvalorização o risco de convertibilidade foi caindo paulatinamente, tornando-se praticamente irrelevante. Ou seja, para eles o risco de convertibilidade é um risco latente que ganha força em momentos de crises agudas.

Ferruci (2003) investigou a relação entre os *spreads* soberanos e um conjunto de variáveis representativas dos fundamentos macroeconômicos, dos fatores externos e do risco de mercado. A estimativa teve como variável dependente o EMBI + e o EMBI Global do J. P. Morgan e foi utilizado um painel de dados no período 1995 a 1997. O EMBI G (EMBI Global) é um índice do J. P. Morgan que foi criado após o EMBI +. Abrange um número maior de países que o EMBI+ e ao invés de se basear apenas no risco soberano, o EMBI G considera a renda per capita dos países e a história de cada um deles na reestruturação da dívida externa. O resultado mostrou que o risco soberano foi reflexo dos fundamentos macroeconômicos, porém, as variáveis não relacionadas aos fundamentos desempenharam um papel muito significativo atribuído às imperfeições do mercado. O autor concluiu que o mercado leva em consideração para avaliar o risco de um país fatores tais como as condições de liquidez global no mercado internacional, o “apetite” do investidor por maiores riscos e o preço das ações nos Estados Unidos.

3. EVOLUÇÃO DO EMBI + BRASIL - 2002-2010

Antes de expor a modelo VAR aplicado ao caso brasileiro e os seus respectivos resultados, torna-se válido fazer uma breve análise do comportamento de alguns indicadores econômicos brasileiros no período 2002-2010.

No primeiro trimestre de 2002, a conjuntura econômica apresentava-se favorável, com níveis baixos de inflação, bem como com taxa de câmbio estável. No entanto, em meados de 2002, as incertezas relacionadas ao futuro governo - devido à liderança, nas pesquisas eleitorais para a presidência da República, do candidato de oposição, Luis Inácio Lula da Silva do Partido dos Trabalhadores (PT) – levaram ao maior sobressalto na aferição da série EMBI + Brasil⁸.

O mercado financeiro entrou em pânico com a perspectiva de mudança na política econômica e de ruptura dos acordos firmados. Houve queda brusca no financiamento externo ocasionando diminuição repentina do fluxo de capital, fenômeno denominado por Calvo (1998) como sendo de “parada súbita”. A inflação acelerou-se a partir de outubro alcançando no ano o valor de 9,3% e ultrapassou a meta central de 4% estipulada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). Como reflexo, o risco-país atingiu em 27 de setembro de 2002, o valor recorde para a série: 2.395 (pontos básicos) p.b. (Graf.1).

⁸ Historicamente, as políticas defendidas pelos seus membros eram: redução do superávit primário, redução das despesas com juros- seja com queda acelerada dos juros, seja com renegociação da dívida externa- repulsa ao acordo com FMI, críticas ao regime de metas de inflação entre outros aspectos. (Gremaud, Vasconcellos e Toneto Jr., 2012, p.491).

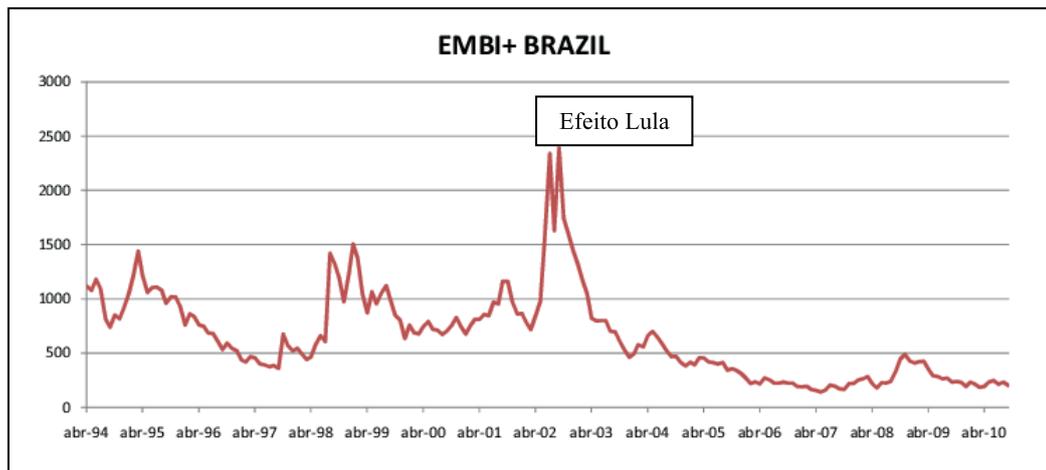


Gráfico 1. EMBI Brasil 1994-2010

Fonte: Elaboração própria baseada nos dados da Bloomberg.

Nos período 2003 em diante, as incertezas de natureza política foram dissipadas⁹, já que houve uma mudança significativa no discurso do PT. O coordenador da campanha de Lula, Antonio Palocci garantiu a manutenção da estabilidade, da defesa dos contratos da preservação do ajuste fiscal. Após a vitória de Lula a nomeação de Palocci e a definição da equipe econômica política econômica daria continuidade ao governo anterior. Para tal, alguns fatos relevantes foram: o compromisso do novo governo em respeitar o acordo com o FMI e sua renovação, a preservação da diretoria do Banco Central, com Henrique Meirelles, um nome fortemente ligado ao sistema financeiro. (GREMAUD, VASCONCELLOS E TONETO JR., 2012, P.491).

Ou seja, estava garantida a manutenção do regime de metas de inflação, defesa dos contratos, preservação do ajuste fiscal conforme a Carta ao povo brasileiro:

Vamos preservar o superávit primário o quanto for necessário para impedir que a dívida interna aumente e destrua a confiança na capacidade do governo de honrar os seus compromissos. Mas é preciso insistir: só a volta do crescimento pode levar o país a contar com um equilíbrio fiscal consistente e duradouro. A estabilidade, o controle das contas públicas e da inflação são hoje um patrimônio de todos os brasileiros. Não são um bem exclusivo do atual governo, pois foram obtidos com uma grande carga de sacrifícios, especialmente dos mais necessitados. (Carta ao Povo Brasileiro, 22 de junho 2002)¹⁰.

O setor externo teve também um papel preponderante no período. O bom desempenho das exportações devido especialmente a forte elevação do preço das *commodities* e medidas voltadas para desoneração do setor exportador resultou em um crescimento de US\$60,6 bilhões em 2003 para 160,6 bilhões em 2007. Já as importações passaram de US\$48,3 para US\$ 120,7 bilhões, refletindo o aumento da renda no período e o impacto da valorização real do câmbio de 45,2%. (Gráfico 2 e 3.)

⁹ Antes mesmo da posse do presidente Lula a simples garantia da preservação política econômica fez com que já no final de 2002 se iniciasse um processo de redução do risco-país e da taxa de câmbio. (Gremaud A. P, Vasconcellos M.A.S. e Toneto Jr., 2012 R., p.492)

¹⁰ Carta ao Povo Brasileiro http://www.iisg.nl/collections/carta_ao_povo_brasileiro.pdf. Acesso: 19 .09.2012

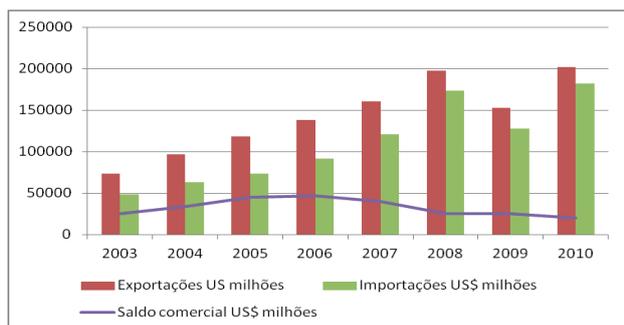


Gráfico 2. Balança comercial 2003-2010-US\$ milhões

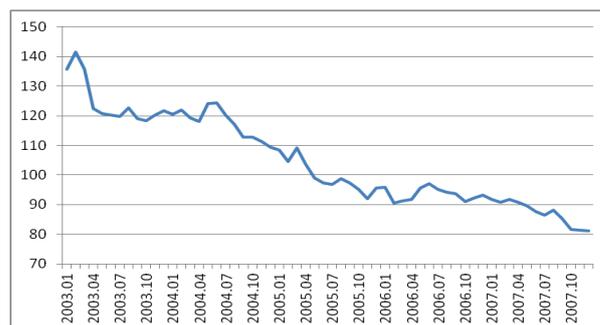


Gráfico 3. Taxa de câmbio deflacionada pelo IPA- 2003-2007

Fonte: Elaboração própria baseado nos dados do Ipeadata.

Mesmo com o aumento das importações a balança comercial permaneceu superavitária assim como o saldo em transações correntes, embora este último apresentasse uma clara tendência de queda a partir de 2007 (Gráfico 4).

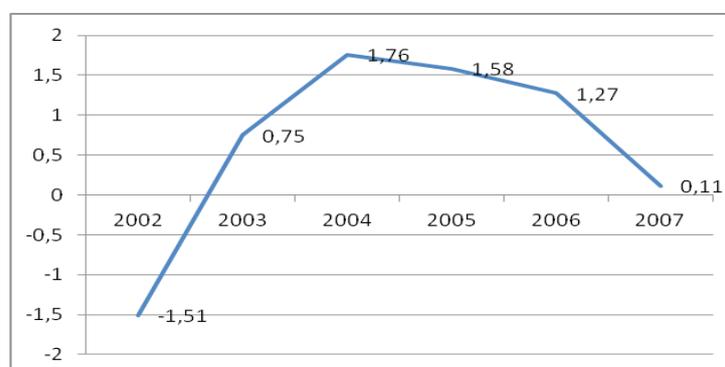


Gráfico 4. Transações correntes 2003-2007- %PIB

Fonte: Elaboração própria baseada nos dados do Ipeadata.

Em 2008, o ritmo da atividade econômica registrou dois períodos distintos. No primeiro, observado nos três primeiros trimestres do ano, a economia brasileira cresceu a taxas elevadas, sustentada devido à expansão no consumo e no investimento privado. A partir de setembro evidenciou-se os impactos do acirramento da crise financeira internacional tanto sobre os canais de crédito quanto sobre as expectativas dos agentes econômicos. As transações correntes, após apresentarem resultados superavitários por cinco anos consecutivos, voltaram a registrar déficit.

Como consequência da crise internacional, o EMBI+ Brasil passou de 255 (p.b) em janeiro para 449 p.b em outubro de 2008. Ainda assim, conforme gráfico 5, podemos verificar que apesar do aumento do EMBI + Brasil este ficou abaixo do EMBI dos demais países da América Latina ao longo de 2008 a 2010.

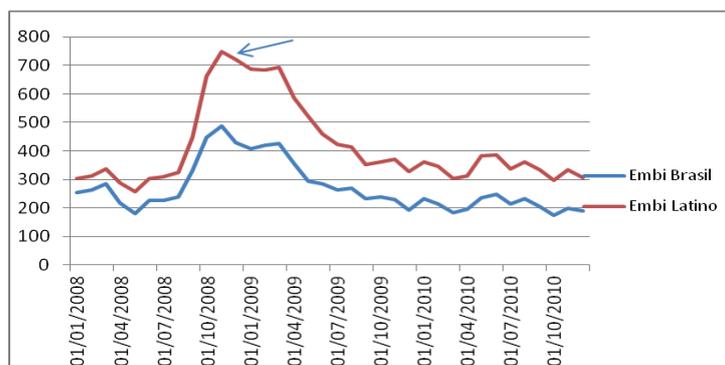


Gráfico 5. EMBI+ Brasil versus EMBI América Latina-2007-2010

Fonte: Elaboração própria baseado nos dados do Bloomberg.

O ritmo do nível de atividade da economia brasileira a partir do segundo trimestre de 2009 passou por um processo de retomada do crescimento, superando o período recessivo registrado após o agravamento da crise financeira internacional. A *performance* da economia nesse período foi devido a vários fatores : maior relevância da retomada da demanda interna, restauração do acesso ao crédito e pelas medidas temporárias de renúncia fiscal do governo federal. Já na segunda metade do ano pela intensificação dos investimentos. Contudo, a recuperação na margem do PIB, no último trimestre do ano, não foi suficiente para evitar uma retração anual, de 0,3% ¹¹ (Relatório de Inflação do BCB 2010).

Em 2010, a economia brasileira, em cenário de expansão do emprego da renda, de ampliação do crédito e de elevados níveis de confiança de empresários e consumidores, registrou um crescimento do PIB de 7,5%, o aumento anual mais acentuado desde 2006. Sob a ótica da oferta ocorreram aumentos no valor adicionado dos três setores da economia, atingindo 10,1% no segmento secundário 6,5% no primário e 5,4% no de serviços. O acirramento da crise europeia, o risco de *default* dos bancos norte-americanos e especialmente europeus traduziu-se em incertezas na economia internacional. Contudo tais fatos não afetaram o risco soberano brasileiro. O EMBI + Brasil reduziu de 234 p.b em janeiro para 189 b.p em dezembro de 2009¹² (RELATÓRIO DA INFLAÇÃO BCB, MARÇO 2011).

4. MODELO ECONOMÉTRICO

4.1 MODELO VAR

O modelo VAR (Vetores Auto-Regressivos) surgiu na década de 1980 em virtude da necessidade de se desenvolver modelos dinâmicos com menos restrições que os demais modelos existentes, e onde todas as variáveis pudessem ser tratadas como endógenas ao modelo.

A abordagem de vetores auto-regressivos permite contornar o problema de determinar quais variáveis são endógenas e quais variáveis são exógenas ao modelo, e ainda permite a inserção de variáveis puramente exógenas, como intercepto e tendência determinística, não fazendo distinção a priori, entre as variáveis. Com isso, em séries temporais, usa-se o modelo VAR, para se estimar cada variável em função dela mesma e das demais, em n defasagens.

Em notação matricial o modelo mais simples assume a forma:

$$X_t = \Pi X_{t-1} + \Pi_{t-2} + \dots + \Pi_{t-k} + \varepsilon_t \quad (\text{Equação 4.1})$$

Onde X_t é um vetor ($N \times 1$) de variáveis endógenas e $\varepsilon_t \sim (0, \Omega)$ é um vetor de ruídos brancos e Π_i é uma matriz de coeficientes ($N \times N$).

Conforme podemos observar em Leishsenring (2004, p.98), a análise em VAR possui algumas vantagens em relação aos demais sistemas de equações. Uma das principais é que os problemas de simultaneidade presente em sistemas de equações simultâneas não existem para a análise em VAR.

Uma questão relacionada ao modelo é a necessidade de se estimar um grande número de parâmetros, em relação ao tamanho da amostra, o que pode inferir alguma imprecisão aos parâmetros individuais, devido a excessiva perda de graus de liberdade durante a estimação. É importante destacar que para a análise que propomos fazer, esse

¹¹ <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2010/03/ri201003P.pdf> .> Acesso 20 set de 2012.

¹² <http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2011/03/ri201103P.pdf> > acesso 19 de setembro de 2012.

problema não assume natureza relevante, pois estamos interessados apenas no comportamento geral do modelo, ou seja, como as variáveis respondem em conjunto e qual a natureza da sua relação¹³.

Segundo Gujarati (1995) um processo estocástico será estacionário se sua média e sua variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre esses períodos.

A seleção do modelo VAR foi feita por um procedimento de redução do número de defasagens de cada modelo. Define-se p de defasagens e, em seguida, seleciona-se o modelo de acordo com os critérios de informação escolhidos.

Os diversos resultados dos critérios de informação são aplicados, realizando as estimações associando-se a elas uma análise dos resíduos que consiste num teste de normalidade residual e na verificação da existência de autocorrelação residual. Com base nesta análise, escolhe-se o modelo VAR apropriado. Na análise da normalidade de resíduos do modelo, optou-se pelo teste de normalidade conhecido com Jarque-Bera e para a verificação da existência de autocorrelação residual foi utilizada a análise gráfica das funções de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) dos resíduos e dos quadrados dos resíduos.

Escolhido o modelo apropriado, a análise VAR permite ainda verificar os efeitos exercidos por choques estocásticos em algumas determinadas variáveis sobre as demais. Esta particularidade é observada através das funções impulso-resposta do modelo VAR¹⁴.

4.2 ESTACIONARIEDADE E CORRELAÇÃO

As variáveis escolhidas para o modelo estão de acordo com que foi identificado em artigos e trabalhos acadêmicos sobre o tema. Para tanto, foram coletadas variáveis que possam representar os fundamentos macroeconômicos, expectativas, a variação do câmbio, a capacidade de solvência do país, choques externos e o histórico do risco soberano. As séries foram dispostas na forma de log-retorno, com periodicidade mensal, com o objetivo de avaliar como as variáveis se relacionam. O período estimado corresponde a Janeiro de 2002 a abril de 2010.

4.2.1 Interpretação das variáveis relacionadas ao EMBI+ Brasil

a) Fundamentos Macroeconômicos

Essencialmente nós propomos que uma baixa inflação se converte em um baixo risco uma vez que pode ser um sinal de credibilidade. Para inflação escolhemos o IPCA, índice adotado pelo governo para garantir o cumprimento da meta inflacionária.

Sob a ótica fiscal, a redução da dívida líquida total do setor público em relação ao PIB (DLSP/PIB) é um sinal de esforço por parte das autoridades governamentais no sentido de perseguir a estabilidade macroeconômica e, portanto, reduzir o risco-país. Sendo assim, elegemos a variável DLSP/PIB como medida do esforço fiscal, pois maior a capacidade de pagamento do principal e juros. Assim, quanto menor a DLSP/PIB menor deverá ser o risco-país.

b) Expectativas

Também argumentamos que a expectativa dos agentes em relação à atividade econômica afeta o risco-país.

13 Para verificar a hipótese de estacionariedade foi utilizado o teste de raiz unitária de Phillips –Perron (1988).

14 Os Gráficos Impulso-Resposta estão explicitados no Anexo.

Se os investidores esperam que a economia cresça, o risco-país deveria declinar entre outras razões devido aos efeitos gerados sobre a redução do déficit público. Para captar a expectativa quanto ao crescimento, nós assumimos que os investidores têm perfeita previsão e acesso a informações. Pela hipótese da expectativa racional, os investidores, por exemplo, em dezembro fazem previsões e acertam os indicadores sobre o crescimento da economia em janeiro; por sua vez, os investidores em janeiro fazem e acertam as previsões para fevereiro e assim por diante. Assim, a expectativa é dada por $Y_t = Y_{t+1}$, sendo Y o índice de produção. Para sinalizar a expectativa de crescimento da economia, tomamos como *proxy* do índice do PIB mensal¹⁵.

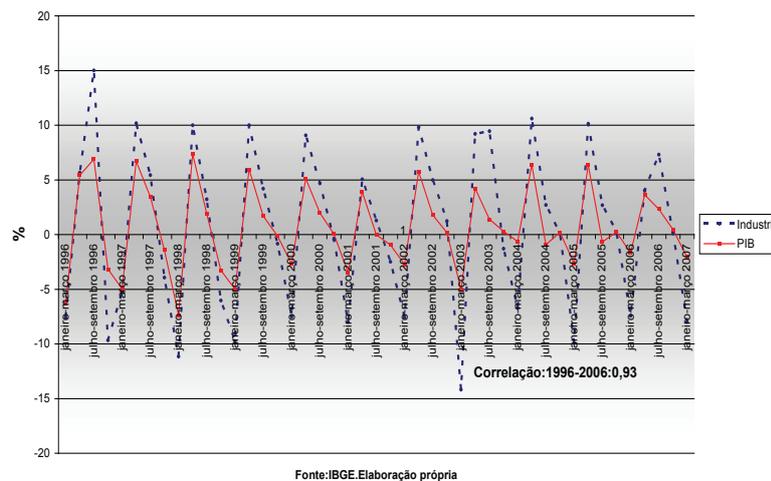


Gráfico 6. Produção Industrial versus PIB

c) Variação do câmbio

A variação da taxa de câmbio Real/US\$ está associada ao ajuste de carteira entre títulos doméstico e internacional. Dada a condição de paridade da taxa de juros, livre mobilidade de capitais e ao regime de flutuação cambial¹⁶, têm-se que a variação da taxa de câmbio tem correlação positiva e significativa com o risco-país conforme o gráfico abaixo. Para mercados emergentes como o Brasil, a taxa de risco-país pode ser representada conforme equação abaixo:

$$RP = i - i^* - (f-s)$$

Onde i é a taxa de juros doméstica; i^* , taxa de juros internacional, f , o logaritmo do valor futuro do dólar e s o logaritmo do valor do dólar hoje e RP o risco-país. Assim, o risco-país é dado pelo diferencial entre juros doméstico e externo, e o prêmio futuro ($f-s$). Desde janeiro de 1999, com o regime de flutuação cambial existe uma forte correlação entre taxa de risco-país (EMBI+ Brasil) e a taxa de câmbio.

¹⁵ Essa opção foi decorrente da ausência da variável PIB mensal ajustado sazonalmente. O IBGE fornece esta variável trimestral, enquanto que o PIB mensal fornecido pelo BCB é em dólar e não é ajustado sazonalmente.

¹⁶ Com taxas de câmbio flutuante e uma política monetária que fixe a taxa de juros, conforme os arranjos monetário e cambial adotados pelo Brasil a partir de janeiro/99, a taxa de câmbio tende a funcionar como variável de ajuste. Caso a taxa doméstica seja muito superior à taxa internacional somada a expectativa de desvalorização cambial e ao risco-país, a taxa de câmbio tende a ser ajustada para baixo.

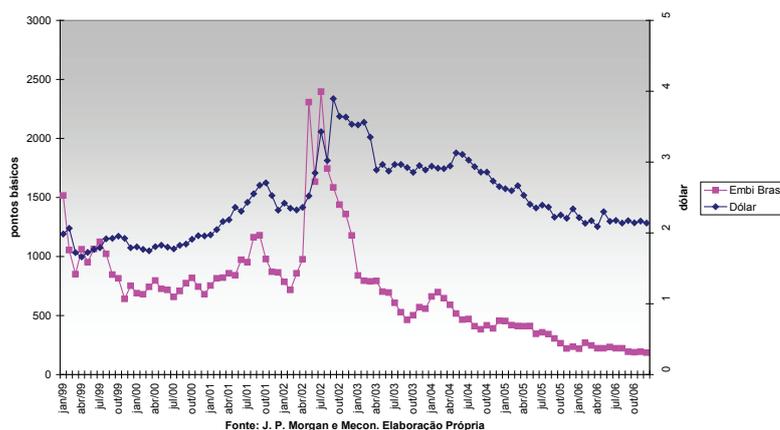


Gráfico 7. EMBI+Brasil e variação do câmbio

4) Variável de Solvência

Entre as variáveis que capturam o estado da liquidez da economia, elegemos as reservas internacionais pelo conceito de liquidez.

As reservas representam o total de moeda estrangeira (principalmente dólares, no caso brasileiro) mantido pelo Banco Central disponível para uso imediato. O Brasil como economia emergente, precisa de um “colchão” para se proteger em caso de uma crise internacional ou mesmo de um ataque especulativo. Portanto, a reserva internacional é o instrumento mais imediato para coibir a elevada volatilidade do dólar em momentos de crises e restabelecer a credibilidade da economia. Sendo assim é esperado que quanto maior o nível de reserva menor o nível de incerteza, maior a sustentabilidade do balanço de pagamentos e menor o risco-país.

e) Choques externos

Os choques externos podem surgir de mudanças relacionadas às condições do mercado financeiro internacional. Nós tentamos capturar essas condições através da taxa do Tesouro Americano 10 anos (UST10). Nós esperamos que através de um efeito substitutivo, o aumento na taxa de juros internacional faça o bônus do tesouro americano mais atrativo, e, como consequência, a oferta de fundos para os mercados emergentes deverá reduzir-se acarretando em um aumento de risco dos países emergentes. Por outro lado, observa-se que em períodos de extrema crise os investidores se refugiam na segurança dos títulos americanos em detrimento dos títulos de países emergentes, levando a taxa de juros do tesouro a americano a cair. Sendo assim, o sinal esperado da UST10 tende a ser ambíguo em relação ao risco-país.

f) Histórico

Assim como Nogués e Grandes (2001) incluímos um *lag* de um período do *spread* do risco soberano (RP_{t-n}) com objetivo de testar o histórico do país e ainda capturar fatores que não foram apreendidos pelas demais variáveis.

Tabela 1 - interpretação das variáveis relacionadas ao EMBI+ Brasil

Quantidade	Significado	Variáveis	Sinal esperado
1 e 2	Fundamentos	Inflação/Fiscal	Positivo
3	Variação do câmbio	Variação do US\$	Positivo
4	Expectativa de crescimento	Índice do Produto Industrial	Negativo
5	Solvência	Reservas cambiais	Negativo
6	Taxa de juros internacional	Taxa do Tesouro americano 10 anos	Positivo/negativo
7	Histórico	Risco País (t-n)	Positivo

De acordo com o teste não-paramétrico de Phillips-Perron, e com o teste Dickey-Fuller, com $p\text{-valor}=0,05$, rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade de praticamente todas as variáveis. A exceção ocorre com o IPCA que apesar de apresentar certa inconsistência, o $p\text{-valor}$ para o qual se rejeitaria a hipótese nula seria próximo de 0,06, na fronteira com a significância escolhida para o teste de hipóteses.

Um dos principais problemas associados a regressões de variáveis não estacionárias, são as chamadas regressões espúrias. Na tentativa de evitar este problema é necessário testar a ordem de integração das variáveis, a fim de detectar se são estacionárias ou quantas vezes necessitam de ser diferenciadas para se tornarem estacionárias. Contudo, devido à proximidade entre a significância escolhida (5%) e o $p\text{-valor}$ apresentado no teste de estacionariedade do IPCA, decidiu-se por não realizar a diferenciação da série.

Conforme podemos observar na Tabela 2, existe certa correlação entre as variáveis. No entanto, como nosso objetivo é analisar as relações globais do modelo, ou seja, como as variáveis escolhidas interagem entre si, estas correlações não serão levadas em consideração na abordagem econométrica.

Tabela 2 - Matriz de Variância Covariância

	Risco Brasil	Dólar	Dívida Líquida/ PIB	Selic	Reservas	IPCA	Prod. Industrial	UST10 anos
Risco Brasil	1,000	0,369	0,249	0,050	0,180	-0,109	0,045	-0,274
Dólar	0,369	1,000	-0,073	0,136	-0,184	-0,053	-0,052	-0,186
Dív. Líquida/PIB	0,025	-0,073	1,000	-0,254	0,123	-0,148	-0,014	-0,053
SELIC	0,050	0,136	-0,254	1,000	-0,065	0,547	-0,103	-0,042
Reservas	0,180	-0,184	0,123	-0,065	1,000	-0,099	0,097	-0,066
IPCA	-0,109	-0,053	-0,148	0,547	-0,099	1,000	-0,104	-0,003
Prod. Industrial	-0,045	-0,052	-0,014	-0,103	-0,097	-0,104	1,000	0,166
UST (10 anos)	-0,274	-0,186	-0,053	-0,042	-0,066	0,003	0,166	1,000

4.3 IDENTIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO

De forma análoga ao realizado por Leichsenring (2004), a identificação do modelo VAR ocorreu a partir da comparação de diversos critérios de informação, tais como o Critério de Akaike, o Critério de Schwartz e o Critério de Hannan-Quinn.

A observação dos resultados dos três critérios de informação nos indica um modelo VAR de 11 defasagens. Contudo a limitação do número de observações da amostra, impede a estimação de um modelo com mais de 9

defasagens para o nível de significância escolhido. Nesse caso diz-se que o modelo está saturado e a utilização de um número maior de defasagens prejudicaria a confiabilidade da estimação dos parâmetros.

Devido ao nível de saturação do modelo, o nível de significância utilizado para o teste de hipóteses sobre os parâmetros estimados foi de 10%¹⁷. Feita a análise residual confirma-se a escolha do modelo VAR de 9 defasagens conforme equação 4.2. A base de dados está na tabela 3.

Por se tratar de um modelo que desconsidera a princípio quais são as variáveis endógenas e quais são exógenas, é gerado para cada variável uma equação estimada que a relaciona com as demais variáveis e com ela mesma contemporaneamente e em defasagens. Devido ao número elevado de variáveis para modelos desse tipo, é natural que as várias equações estimadas apresentem muitos parâmetros. Isto posto vamos nos limitar apenas a equação principal gerada pela estimação.

Tabela 3 - Variáveis utilizadas no modelo

Variável	Cálculo	Fonte
DLSP/PIB	Dívida líquida do setor público consolidada em 12 meses em relação ao PIB	Banco Central do Brasil
PI	Índice de Produção Industrial ajustado sazonalmente. A expectativa do mês em questão é dada pela variável do mês seguinte	IBGE
RB	Risco Brasil medido pelo EMBI + Brasil	Bloomberg Professional
i*	Taxa mensal de juros do tesouro americano 10 anos (US Treasury 10 anos)	Bloomberg Professional
π	Inflação mensal medida pelo Índice de Preços ao Consumidor	IBGE
I	SELIC mensal acumulada em 12 meses	Banco Central do Brasil
R	Varição mensal no nível de reservas internacionais	Banco Central do Brasil
USD	Varição mensal da taxa de câmbio R\$/US\$ de venda fim de período	Banco Central do Brasil

Equação estimada para o Risco Brasil

$$\begin{aligned}
 RB_t = & 2,8i_{t-1} + 15,7\pi_{t-1} - 0,4i_{t-1} + 0,4i^*_{t-1} - 2,4DLSP/PIB_{t-3} \\
 & - 1,67i_{t-3} + 0,31PI_{t-3} - 0,4i^*_{t-3} - 0,1RB_{t-4} \\
 & - 0,8USD_{t-5} - 1,9DLSP/PIB_{t-5} - 1,1i_{t-5} - 0,8R_{t-5} \\
 & - 0,2RB_{t-6} - 2,5DLSP/PIB_{t-6} - 7,5\pi_{t-6} \\
 & - 0,7PI_{t-6} + 0,8i^*_{t-6} - 0,2RB_{t-7} - 4,8DLSP/PIB_{t-7} \\
 & + 0,5R_{t-7} - 1PI_{t-7} - 0,3RB_{t-8} + 1,9DLSP/PIB_{t-8} \\
 & + 0,9R_{t-8} - 0,5PI_{t-8} + 2,4DLSP/PIB_{t-9} + 2,2i_{t-9} - 0,2 + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Forma Simplificada

$$\begin{aligned}
 RB_t = & f \quad RB_{(t-4), (t-6), (t-7) \text{ e } (t-8)} \\
 & i_{(t-1), (t-3), (t-5) \text{ e } (t-9)} \\
 & \pi_{(t-1), (t-6)} \\
 & PI_{(t-1), (t-3), (t-6) \text{ e } (t-8)} \\
 & i^*_{(t-1), (t-3) \text{ e } (t-6)} \\
 & DLSP/PIB_{(t-3), (t-5), (t-6), (t-7), (t-8) \text{ e } (t-9)} \\
 & USD_{(t-5)} \\
 & R_{(t-5), (t-7) \text{ e } (t-8)} \\
 & \text{Constante, } \varepsilon \text{ (passeio aleatório)}
 \end{aligned}$$

(Equação 4.2)

Conforme podemos observar na equação descrita acima, o Risco Brasil medido pelo EMBI+ Brasil é função do próprio índice com 4, 6, 7, 8 defasagens e o sinal positivo confirma o esperado que o caráter histórico é relevante, pois os agentes levam em consideração o passado econômico e político do país. A escola da intolerância da dívida liderada por Reinhart et al. (2003) está intimamente correlacionada ao passado do país, relacionada à moratória e à inflação, e enfoca a fraqueza institucional existente nas economias emergentes e a precariedade das políticas econômicas como parte da explicação do fato de que alguns países não conquistaram credibilidade suficiente no mercado. Tal fato implica que alguns países emergentes enfrentam mais dificuldade em tomar empréstimo no exterior que os países desenvolvidos.

¹⁷ Foram realizadas as análises de autocorrelação e autocorrelação parcial dos resíduos e dos quadrados e todas as equações estimadas estão dentro dos limites mínimos, a exceção ocorre para DLSP/PIB e taxa de juros internacional US Treasury (10 anos). Contudo estas equações são de caráter secundário.

A taxa SELIC foi determinante para 1^a, 3^a, 5^a e 9^a defasagem, porém o sinal só foi conforme o esperado na 1^a e 9^a defasagem.

A produção industrial foi significativa na 1^a, 3^a, 6^a, 7^a, 8^a defasagens e o sinal negativo indicam que quanto maior a produção menor o Risco País. O EMBI+ Brasil é igualmente dependente da SELIC com 1, 3, 5 e 9 defasagens, porém os sinais foram dúbios. Para 1^a e 9^a defasagens o sinal foi positivo e para 3^a e 5^a defasagens o sinal foi negativo. O IPCA explicou a equação com 1 e 6 *lags* porém os sinais também foram ambíguos. Já a DLSP/PIB só apareceu com os sinais esperados na 8^a e 9^a defasagem, nas demais (3^a, 5^a e 7^a) o sinal foi contrário.

O risco Brasil foi dependente da DLSP/PIB em 3, 5, 6, 7, 8, 9, porém apenas na 8^a e 9^a defasagens o sinal foi de acordo com o esperado.

A variável i^* explicou o risco país com 1, 3 e 6 defasagens, porém o sinal positivo foi só na primeira defasagem e o sinal negativo ocorreu na 3^a e 6^a defasagem. Conforme já colocado o sinal deveria ser ambíguo.

O risco Brasil embora dependente da cotação do dólar em t-5 teve um sinal ao contrário do esperado. Por fim o sinal da reserva internacional na 7^a e 8^a defasagem confirma o esperado, porém na 5^a foi o oposto.

4.4 IMPULSO RESPOSTA

Nesta seção examinaremos a forma com que o risco Brasil reage à variação (impulso) de 1% no log-retorno das variáveis estudadas, incluindo o próprio EMBI+ Brasil. Esse impulso foi gerado de maneira cumulativa, ou seja, todo e qualquer efeito observado sobre o risco Brasil sofre a influência dos efeitos secundários oriundos da função impulso resposta de cada variável observada. Desta forma, trataremos de analisar como o impulso inicial em cada uma delas afeta, acumulando uma série de impulsos secundários, o comportamento esperado do log-retorno do EMBI+ Brasil.

Nessa linha, observamos que as variáveis que mais afetam o comportamento do risco Brasil, além do próprio histórico do risco, estão associadas aos fundamentos econômicos internos: inflação; dívida líquida do setor público / PIB e a taxa básica de juros.

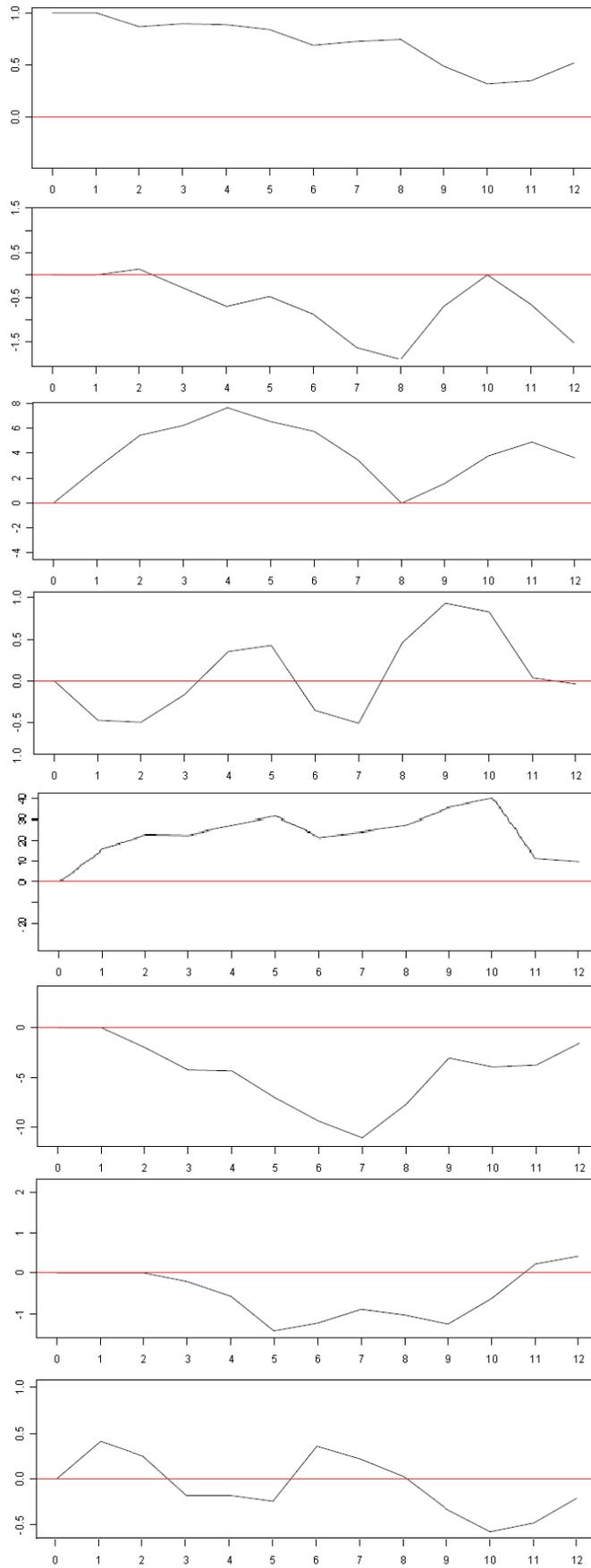
Conforme podemos observar no gráfico 8 o impulso realizado no nível de preços medido pelo IPCA provoca, no primeiro mês, uma elevação quase 20 vezes maior no log-retorno do risco Brasil, que só a partir do décimo mês parece convergir para o estágio inicial. Este efeito nos remete a um passado de fragilidade econômica com inflação elevada.

Ao observarmos o efeito da elevação da dívida líquida do setor público como proporção do PIB, é preciso atentar para a metodologia de cálculo utilizada. No Brasil a DLSP leva em consideração o saldo da dívida externa brasileira convertida para reais e os ativos e passivos financeiros do Banco Central, incluindo dessa forma a base monetária como componente da dívida. A decomposição dos seus componentes pode ser bastante útil para a explicação dos seus efeitos sobre o risco Brasil.

Dessa forma, a elevação de 1% no log-retorno da DLSP/PIB provoca inicialmente um efeito de redução bastante forte do risco Brasil durante sete meses, num segundo momento esse efeito é dissipado quase em sua totalidade. Apesar do período utilizado pela estimação não envolver nenhuma renegociação ou solicitação de empréstimos externos, o efeito que a elevação da dívida pública, ou de certa forma a renegociação da dívida externa, expressa no risco Brasil é a redução do risco de *default* de curto prazo por falta de liquidez. Um efeito análogo ocorre quando há a expansão da base monetária, inicialmente contribuindo para a elevação da demanda agregada no curto prazo, mas com potenciais efeitos para os índices de preços futuros.

A elevação na taxa básica de juros, causa o efeito de elevação do risco Brasil. Ao elevar a taxa básica de juros, mesmo que seja para conter a inflação, o governo sinaliza que não permitirá que a demanda agregada continue crescendo da mesma forma, outra sinalização bastante importante é a elevação do prêmio pago aos títulos públicos no *open market*, o que naturalmente elevaria o *spread* soberano destes títulos. (Gráfico 8).

A taxa de câmbio, as reservas, a produção industrial e o *US Treasury 10 anos* não apresentaram grandes impactos sobre o risco Brasil.



5. CONCLUSÃO

As variáveis mais significativas para o risco país foram, sobretudo aquelas que representam o histórico (RB_(t-n)) e os fundamentos, dados pela inflação (IPCA_{(t-1), (t-6)}), endividamento (DLSP/PIB_{(t-3), (t-5), (t-6), (t-7), (t-8), (t-9)}). A taxa básica de juros (SELIC_{(t-1), (t-3), (t-5), (t-9)}) também foi determinante e respondeu positivamente ao risco- país. As condições do mercado financeiro internacional (i^*) foram capturadas pela taxa *US Treasury* 10 anos. O sinal positivo na 1ª defasagem indicou que através de um aumento na taxa de juros internacional o bônus do tesouro americano tornou-se mais atrativo, e, como consequência, a oferta de fundos para os mercados emergentes reduziu-se acarretando em um aumento de risco dos países emergentes.

Assim como Ferruci (2003), o resultado mostrou que o risco soberano foi reflexo dos fundamentos macroeconômicos, porém, o mercado também leva em consideração para avaliar o risco de um país as condições de liquidez global no mercado internacional.

Nossa conclusão também corrobora a tese da escola da intolerância da dívida liderada por Reinhart et al. (2003). Nela, o passado assim como os fundamentos econômicos são variáveis cruciais para a credibilidade do país no mercado internacional. Uma vez conquistada à credibilidade, o risco-país tende a cair.

Quanto à taxa de juros, mesmo que ela seja um mecanismo para contenção da inflação, na percepção dos agentes econômicos sua elevação provoca o aumento do risco-país. Na medida em que a taxa Selic for diminuindo para níveis mais compatíveis com o mercado internacional- sem comprometer a inflação- o reflexo será a queda do risco país.

ABSTRACT: The aim of this study is to understand the determinants of country risk for Brazil in the period 2002-2010, corresponding to Lula's government. For this, we built a VAR model (Vector Auto-Regressive) able to check the consistency of relationships between macroeconomic variables and country risk of Brazil in the period, using as reference the Emerging Market Index Plus Brazil (EMBI+). The motivation for choose the period in analysis was based in criteria historical and political. The period starting in January 2002 is above all a time of political transition. At this year the country knows its new president who would take office in January 2003 and would be chairman until 2010. At conclusion we note that the most significant variables in explaining the country risk were the historical, the fundamentals (inflation and public debt), the Selic rate and the liquidity conditions in the international market.

Keywords: Risk-country; reputation; economic fundamentals.

JEL CLASSIFICATION

F37, F41, F47

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL., **Relatório Anual**, diversos números. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/BOLETIMANO>>. Acesso em: 20 set. 2012.

_____. **COPOM**. Disponível em < <http://www.bcb.gov.br/copom> > Acesso em: 20 set.2012.

_____. **Risco-País**. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%209-Risco%20Pa%C3%ADs.pdf>>. Acesso em :20.set.2012.

BRESSER-PEREIRA E L.C.NAKANO,Y. Uma Estratégia Desenvolvimento. Documento. **Revista de Economia Política**, vol.22, nº 3,p.146-177 , jul-set/2002.

BLOOMBERG. Disponível em < <http://www.bloomberg.com/>> . Acesso em: 19 set. 2012.

BONE, R. B. *Ratings Soberanos e Cooperativos: O rompimento do teto soberano pela Petrobrás e Repsol-YPF*. Tese (Doutorado em Economia), Instituto de Economia.

Rio de Janeiro: Universidade Federal do Rio de Janeiro, 2004.

CARTA AO POVO BRASILEIRO.

Disponível em: < http://www.iisg.nl/collections/carta_ao_povo_brasileiro.pdf > Acesso em : 20 set. 2012.

CALVO, G .Capital Flows, and Capital- market crises: the simple economics of sudden stops. *Journal of Applied Economics*. Vol 1, nº 1, p.35-54, 1998. Disponível em <<http://www.ucema.edu.ar/publicaciones/download/volume1/calvo.pdf>> .Acesso em:15 jul 2012.

CANUTO, O. Risco: ajuste de portfólio?. *Conjuntura Econômica*, FGV-RJ, jul. 2002.

CANUTO,O;SANTOS,P.F.P.Risco Soberano e Prêmio de Risco em economias emergentes.**Séries: temas de economia Internacional**, no.1, Secretaria de Assuntos Internacionais, Ministério da Fazenda,2003.

CANTOR, R; PARKER, F. Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings. **Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review**, Nova York, v.2, n.2, p.37-54, dez. 1996.

DICIONÁRIO DE FINANÇAS. Disponível em: http://www.igf.com.br/aprende/verbetes/ver_Resp.aspx?id=4454. Acesso em 19 de setembro de 2012

KAMINSKY, G.; SCHMUKLER S. Emerging Markets Instability:Do Sovereign Ratings Affect Country Risk and Stock Returns? **World Bank Policy Research, Working Paper**, p. 1-22, fev. 2001.

EICHENGREEN, B; MODY, A. What explains changing spreads on EM debt: fundamentals or market sentiment? **NBER Working Paper**, No. 6408, fev. 1998.

FERRI, G.; LIU, G.; STIGLITZ, J. The Procyclical Role of Rating Agencies: Evidence from the East Asian Crisis. *Economic Notes*, 3, p.335-355, 1999.

FERRUCCI G. Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads. **Bank of England**, WP .205. 2003. Disponível em: <<http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/workingpapers/wp205.pdf>> .Acesso em: 19 set 2012

GARCIA, M. G. P. ; BRANDÃO, T. G. D. . Taxas de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 33, n. 2, p. 253-297, 2003.

GAILLARD, N. Fitch, Moody's and S&P's Sovereign Ratings and EMBI Global Spreads: Lessons from 1993-2006. , **Fondation Nationale Des Sciences Politiques, Institute D'études Politiques De Paris, Chaire Finances Internationales**, mar. 2007.

GREUMAUD, A.P., VASCONCELLOS,M. A.S, Toneto Júnior .R. **Economia Brasileira Contemporânea-7ª** edição, São Paulo, Atlas,2012.

GUJARATI, D.N. **Basic Econometrics**. McGraw-Hill.3rd edition. Londres, 1995.

Indicadores do IBGE.

Disponível em http://www.ibge.gov.br/home/mapa_site/mapa_site.php#indicadores .

Acesso em:20 jul 2012.

IPEADATA. Disponível em. <http://www.ipeadata.gov.br> >.Acesso em: 18 de julho de 2012>

KAMINSKY, Graciela ; SCHMUKLER, Sergio, 2001. *Emerging markets instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns?*, **Policy Research Working Paper Series 2678**, The World Bank.

LECHESENRING, D.R. **Endogeneidade e mecanismos de transmissão entrem a taxa de juros doméstica e o risco soberano: uma revisita aos determinantes do Risco- Brasil**.Dissertação de Mestrado, IPE- -Universidade de São Paulo,2004.

NOGUÉS, J. E GRANDES, M. Country Risk: Economic Policy, Contagion effect or Political Noise? **Journal of Applied Economics**, vol. IV, n.1, p.125-162, may 2001.

REINSEN, H. AND VON MALTZAN, J. Boom and Bust and Sovereign ratings,

International Finance 2, p. 273-293, 1999.

REINHART, C; ROGOFF, K.; SAVASTANO, M..Debt Intolerance, **NBER , Working Paper 9908**, Cambridge, p.1-77, ago.2003.