

O PROCESSO DE PRECIFICAÇÃO E A EFICIÊNCIA DO MERCADO IMOBILIÁRIO DE BELO HORIZONTE

Rodrigo Castriota
CEDEPLAR/UFMG
Kevin Damasceno
ICEG/PUCMINAS
Victor Alves
ICEG/PUCMINAS

RESUMO

Este artigo estudou o processo de precificação dos imóveis residenciais de Belo Horizonte entre 2001 e 2010, através de uma aplicação do modelo CAPM. Para os parâmetros do CAPM, foram geradas estimativas tempo-invariantes através da modelagem SUR e tempo-variantes fazendo uso do Filtro de Kalman, captando a evolução do processo de precificação. Os resultados apontam para eficiência do mercado imobiliário de Belo Horizonte ao precificar esses ativos. As séries temporais dos parâmetros mostram maior volatilidade no final de 2002 e aumento do prêmio de risco dos imóveis em bairros populares, possivelmente devido à expansão do crédito imobiliário a partir 2006.

Palavras Chave: CAPM, Filtro de Kalman, Mercado Imobiliário.

Área: Economia

ABSTRACT

This paper studies Belo Horizonte's residential realties pricing process between 2001 and 2010, through an application of the CAPM using data from Fundação IPEAD of monthly returns of many categories of apartments. Time-invariant CAPM parameters estimates were generated using SUR modeling and time-variant using Kalman Filter. The results points to a relative efficiency of Belo Horizonte's real estate market when pricing these assets and presents specific features of the risk premium of the assets. They also show more volatility at late 2002 and a raise on the realties' risk premium on poor neighborhoods due to the credit expansion from 2006.

Key Words: CAPM, Kalman Filter, Real Estate Market.

1. Introdução

Agentes econômicos tomam decisões de naturezas distintas, cada uma associada a um determinado risco. O nível de risco sofrido é determinado pelas informações disponíveis, pela aversão ao risco de cada agente e pelo retorno esperado de cada uma das opções dadas ao agente.

A teoria microeconômica associa o risco às probabilidades de ocorrência dos respectivos eventos, que podem, empiricamente, ser determinadas.

O investidor também se depara com decisões arriscadas no momento da alocação de sua riqueza em um ativo ou portfólio qualquer: o investidor faz uma escolha entre risco e retorno similar à escolha do consumidor na aquisição de diferentes cestas de bens, exceto pelo fato de que sua utilidade não é a medida da satisfação obtida via consumo de bens, e sim através dos retornos de seus ativos. No processo de escolha de um portfólio é natural que os ativos preferíveis sejam aqueles de maior retorno e de menor risco.

Dada a possibilidade de diversificação do risco, pode-se subdividi-lo em duas categorias: risco sistemático ou conjuntural e risco não sistemático ou próprio. O risco sistemático faz referência ao risco que o próprio sistema impõe ao ativo, seja na esfera econômica, política, social, etc. Em outras palavras, é um risco que depende da conjuntura vigente e, portanto, não pode ser eliminado através da diversificação – esse risco seria comum a todos os ativos do sistema. O risco não sistemático é inerente ao próprio ativo (como ações de empresas inseridas em segmentos específicos) e é, dessa forma, diversificável (SECURATO, 1996).

O modelo *Capital Asset Pricing Model* (modelo de precificação de ativos de capital), conhecido na literatura como CAPM, surgiu, então, para distinguir o risco diversificável e o risco sistemático em determinado ativo, para testar a eficiência do mercado ao precificar esse ativo e para mensurar o risco e o retorno do ativo em relação a um portfólio de mercado.

Segundo Fama e French (2004), o CAPM de William Sharpe (1964) e John Lintner (1965), baseado no trabalho de Markowitz (1952), marca o início da teoria de precificação de ativos. No entanto, ainda hoje é utilizado de diversas formas, já que é capaz de obter estimativas de custo de capital para firmas, avaliar o desempenho de portfólios e é o pilar da grande maioria dos cursos de análise de investimento.

Uma das hipóteses sob as quais foi construído o CAPM é a hipótese de mercados eficientes que, em muitos casos, é extremamente simplificadora. A ideia de eficiência nestes modelos, é importante frisar, não se relaciona com alocações eficientes de Pareto e sim com a utilização e precificação, feita pelos agentes, das informações disponíveis sobre os retornos esperados futuros dos ativos. A pergunta que este trabalho se propõe a responder é: seriam os mercados ineficientes a ponto de permitir lucros anormais ou existiriam outros fatores de risco associados aos retornos dos ativos e ausentes no CAPM? Em outras palavras, é possível “superar” o mercado?

Alguns trabalhos foram realizados no sentido de testar a hipótese conjunta de especificação do CAPM e de mercados eficientes através de associações entre os retornos dos ativos e outras variáveis senão o retorno de mercado. Os resultados obtidos mostram que os principais problemas do modelo estão na omissão de algumas variáveis como o valor de mercado da empresa, o nível de endividamento da empresa, a relação entre o valor contábil e o valor de mercado da empresa, a razão lucro- preço, a rentabilidade dos dividendos, a liquidez da ação, a relação fluxo de caixa sobre preço, o crescimento das vendas passadas, a relação preço sobre vendas e a variância individual do ativo (BRUNI, FAMÁ, 1998).

Esses fatores não podem ser ignorados, uma vez que são inerentes ao mercado de capitais. Qualquer firma de capital aberto possui características que geram esse tipo de problema empírico do CAPM. Assim, a problemática da hipótese conjunta no mercado de capitais torna-se evidente porque a relação entre risco e retorno esperado é mais complexa do que a prevista pelo CAPM – explicação compatível com a hipótese de mercados eficientes –, ou porque o próprio mercado é ineficiente, de forma que o processo de precificação do mercado estaria incorreto dado, por exemplo, o problema de assimetria de informações.

Para minimizar alguns desses problemas empíricos do CAPM, o modelo será aplicado ao mercado imobiliário residencial, que possui características muito distintas do mercado de capitais. Como não se tratam de ações associadas individualmente a empresas de capital aberto, problemas como valor de mercado, rentabilidade dos dividendos, razão entre valor contábil e valor de mercado, faturamento, e muitos outros, simplesmente não existem no comércio de imóveis, tornando a aplicação do CAPM ainda mais eficiente neste trabalho. Obviamente, existem problemas associados ao mercado imobiliário como a liquidez dos ativos e a restrição de crédito dos agentes, que tornam mais lenta a dinâmica do ajustamento nesse tipo de mercado.

Além disso, existe uma questão informacional associada aos agentes que atuam no mercado imobiliário vis-à-vis àqueles atuantes no mercado de capitais. Espera-se que os agentes poupadores que atuam no mercado de capitais – dispostos a correr riscos para obter maiores retornos – tenham um conjunto de informações razoável a respeito do funcionamento do mercado ou das empresas de capital aberto que impactam direta ou indiretamente no retorno de suas ações. No mercado imobiliário, os compradores de imóveis muitas vezes não são simplesmente especuladores que esperam uma alta no preço do imóvel e tem o aluguel como um retorno complementar de seus ativos. Na maioria das vezes, o agente que busca um ativo imobiliário o faz simplesmente pela necessidade de morar, sem enxergar aquele imóvel como um ativo capaz de gerar retornos, como foi dito. Em outras palavras, é mais fácil conseguir informações sobre firmas de capital aberto (como um balanço patrimonial de uma empresa na internet ou nos jornais) do que informações específicas sobre um determinado imóvel em uma instituição do mercado imobiliário.

Este trabalho consistirá em uma aplicação do CAPM ao mercado imobiliário de Belo Horizonte a fim de descobrir se este é eficiente ao precificar os ativos imobiliários. O estudo do retorno dos ativos imobiliários de Belo Horizonte entre 2001 e 2010, utilizando os dados da Fundação IPEAD (Instituto de Pesquisas Econômicas Administrativas e Contábeis), permitirá a discussão e avaliação da eficiência do mercado imobiliário ao precificar cada tipo de imóvel residencial. Além disso, será possível mensurar a evolução do processo de precificação no tempo, estimando, também, a relação entre o risco e retorno de cada grupo de ativos imobiliários com o risco e o retorno do próprio mercado. A base de dados é composta pelos dados da Fundação IPEAD da FACE/UFMG que realiza a pesquisa mensal do mercado imobiliário de Belo Horizonte gerando séries históricas de preço e oferta de imóveis residenciais e comerciais de acordo com bairros por classe de renda, nível de acabamento.

Além desta seção introdutória, o artigo contém outras quatro seções: a segunda se trata de uma contextualização abordando o modelo CAPM, o mercado imobiliário e as formas de eficiência de mercado; a terceira, apresentará a base de dados e o instrumental econométrico utilizados no trabalho, incluindo seções sobre os modelos SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*), representações em espaço de estado (conhecidos na literatura como *state-space models*) e o Filtro de Kalman; a quarta apresentará os principais resultados do modelo; por fim, a quinta seção trará as conclusões e considerações finais.

2. O modelo CAPM e o mercado imobiliário

A literatura existente sobre o mercado imobiliário de Belo Horizonte é escassa, principalmente em relação ao processo de precificação de ativos imobiliários. A grande maioria desses trabalhos busca estudar o impacto dos aspectos regionais e urbanos sobre a dinâmica e sobre a estrutura deste mercado.

De acordo com o CBIC Dados (2009), existem algumas características intrínsecas do mercado imobiliário como a independência do setor externo, elevada competitividade, considerável regulamentação e baixa inadimplência e que, no presente, sofre um processo de crescimento, mantido pela transparência e segurança.

Gomes (2008) analisa o investimento residencial em Belo Horizonte e sua evolução desde os anos 50, mostrando causas da saturação da região central da cidade, parcialmente causada pela demanda das classes de maior renda, rapidamente atendida pelas construtoras, levando à construção informal em bairros afastados da região centro-sul e na região metropolitana da capital. Além de Gomes (2008), outros autores buscaram analisar a estrutura urbana e seus impactos sobre a produção de imóveis, como é o caso de Cota (2008), que testa o poder explicativo da regulação do solo da cidade e das políticas públicas municipais sobre a produção. Além disso, a autora observa as respostas do mercado imobiliário à legislação e aos debates mais relevantes dos órgãos públicos municipais, como a alteração da Lei de Parcelamento, Uso e Ocupação do Solo, aprovada em 2009. Aparentemente, essa alteração no marco regulatório do mercado imobiliário impossibilitou empreendimentos da iniciativa privada potencialmente prejudiciais ao bem estar da população (aumentando o tráfego de veículos) e à sustentabilidade ambiental da cidade.

Furtado (2009) contribui para o entendimento do processo de precificação dos imóveis de Belo Horizonte, novamente sob a ótica geográfica. O autor estima possíveis cenários para a ocupação do solo na capital utilizando modelos de econometria espacial, mostrando os impactos da vizinhança sobre o preço dos imóveis e sobre a heterogeneidade social.

Além de Furtado (2009), um dos raros trabalhos que buscou identificar fatores determinantes dos preços dos imóveis é o de Aguiar (2010). A autora decompõe esses determinantes em dois grupos: os atributos da região em que o imóvel se encontra e os atributos do próprio imóvel. A autora conclui que 25% da variância do preço dos imóveis pode ser explicada pelas características do local.

Posto isso, este trabalho não testará o impacto de variáveis geográficas sobre o processo de precificação do mercado imobiliário. O objetivo é testar a eficiência deste mercado e estimar parâmetros que representem a relação de risco entre os ativos imobiliários e o mercado, utilizando apenas os dados históricos de preço desses ativos.

Lucena (1985) mostra que a oferta imobiliária é muito elástica à quantidade produzida (no longo prazo). No curto prazo a autora assinala como premissa à oferta de imóveis a evolução dos custos de produção e o financiamento à produção. De acordo com Ferreira (2001), a descrição de demanda imobiliária é complexa, no sentido de que acontecem especificações individuais entre as habitações. O crescimento ou diminuição da demanda por habitação ou terrenos urbanos depende de inúmeros elementos, como o valor dos aluguéis, os preços dos bens substitutos, as características das habitações, o gosto ou preferência dos compradores, programas públicos governamentais as dificuldades ou facilidades de acesso ao crédito, às taxas de juros dos financiamentos, os preços dos bens relacionados à habitação, as expectativas dos consumidores com relação a futuros aumentos de preços, as taxas de crescimento ou declínio da população mudanças nas características da população, preço do solo, a renda dos compradores, além do próprio preço da habitação.

Para Campbell, Lo e Mackinlay (1996), o senso comum nos diz que investimentos arriscados trarão um retorno maior que investimentos sem nenhum tipo de risco. Entretanto, apenas com o surgimento do CAPM quantificar o risco e o prêmio por sofrê-lo, resolvendo o problema de mensuração do tradeoff entre risco e retorno esperado.

Segundo Fama e French (2004), o CAPM marca o início da teoria de precificação de ativos. Embasados no trabalho de Markowitz (1952, 1959), William Sharpe e John Lintner desenvolveram este modelo utilizado até hoje para estimação do custo de capital das empresas e avaliação de portfólios, além de ser o principal modelo de cursos de análise de investimento por sua eficiência e fácil compreensão. Entretanto, devido a uma quantidade considerável de simplificações teóricas, há uma dificuldade de realizar testes de validação do modelo, o que gerou um histórico empírico questionável do CAPM. Os autores introduzem a lógica do CAPM apresentando sua idéia básica: qualquer ativo pode ser mensurado relativamente a um portfólio de mercado, mesmo que esse ativo seja um bem de consumo durável ou até mesmo capital humano. Pode-se afirmar, ainda, que o CAPM “é uma teoria de equilíbrio onde o retorno esperado de dado ativo é uma função linear de sua covariância com o retorno do portfólio de mercado” (CAMPBELL; LO; MACKINLAY, 1996, p.156, tradução própria).

As hipóteses do CAPM implicam que o portfólio de mercado está na fronteira média-variância se o mercado de ativos for eficiente. Assim, “a relação algébrica que vale para qualquer portfólio de mínima variância deve valer para o portfólio de mercado” (FAMA; FRENCH, 2004, p. 28, tradução própria), ou seja, para N ativos arriscados que compõem o portfólio de tangência (mercado):

$$(R_i) = R_f + \beta_{iM} \cdot [E(R_M) - R_f] \quad (2.1.1)$$

A equação (2.1) representa a versão Sharpe-Lintner do CAPM, mostrando que o ret. Nela, $E(R_i)$ representa o retorno esperado do ativo i , $i = 1, 2, \dots, N$; R_f representa a taxa ou ativo risk free; $E(R_M)$ é o retorno de mercado esperado; e β_{iM} é conhecido na literatura como Beta do ativo i , dado por:

$$\beta_{iM} = \frac{Cov(R_i, R_M)}{Var(R_M)} \quad (2.1.2)$$

Existem algumas interpretações importantes do Beta do ativo. Pode-se interpretar o coeficiente como uma medida de sensibilidade do retorno do ativo a variações no retorno de mercado, ou ainda, o prêmio adquirido por unidade de risco. Entretanto, há uma interpretação mais adequada. Uma vez que todos os ativos arriscados compõem o portfólio de mercado – cada um deles com um determinado peso –, a variância (ou risco) do portfólio de mercado nada mais é uma média ponderada das covariâncias entre o retorno de cada ativo i e o retorno de mercado, de maneira que o Beta do i -ésimo ativo é uma medida de risco de i em M , padronizado pela covariância média de todos os outros $N-1$ ativos (risco de cada um deles em M) ponderada pelo peso de cada ativo no portfólio de mercado. Economicamente, diz-se que β_{iM} mede a contribuição proporcional do risco do ativo i para o risco do portfólio de mercado (FAMA e FRENCH, 2004).

Assim, o CAPM de Sharpe e Lintner conjectura que o retorno de um ativo é uma taxa *risk free* mais um prêmio de risco, que é β_{iM} vezes o prêmio por unidade de risco.

Para estimar o CAPM, Pode-se reescrever a equação (2.1.1) em excesso de retorno (em relação ao ativo *risk free*), como $E(Z_j) = E(R_j) - R_f, \forall j$. Assim, temos

$$E(Z_i) = b_{i,M} \cdot E(Z_M) \quad (2.2.1)(2.1.3)$$

Analogamente, o coeficiente $b_{i,M}$ é dado por:

$$b_{i,M} = \frac{Cov(Z_i, Z_M)}{Var(Z_M)} \quad (2.2.2)(2.1.4)$$

Caso o ativo risk free (R_f) não seja estocástico, as duas formas são equivalentes, ou seja, $b_{i,M} = \beta_{iM}$. A maioria dos trabalhos empíricos utiliza R_f estocástico – e o mesmo será feito neste trabalho – tornando nulo o intercepto da equação (2.1.1).

Considerando um único ativo, seja Z_{it} o excesso de retornos do i-ésimo ativo ou portfólio em t, e $Z_{M,t}$ o excesso de retorno do portfólio de mercado. A equação de teste da versão de Sharpe-Lintner do CAPM pode ser escrita como:

$$Z_{it} = \alpha + \beta \cdot Z_{M,t} + u_t \quad (2.2.3)(2.1.5)$$

O trabalho de Jensen (1968) deu a forma do CAPM empírico em regressões de séries temporais, uma vez que, até então, a versão Sharpe-Lintner do modelo era testada através da média de retornos mensais de ativos em uma amostra cross-section. Se o CAPM explica todo o excesso de retorno do ativo através do prêmio de risco $\beta \cdot Z_{M,t}$, então o alfa da regressão deve ser igual a zero. Daí o nome atribuído na literatura ao parâmetro: *Jensen's Alpha*.

Na equação (2.1.5), α e β são parâmetros. Se α for nulo, então M é, de fato, o portfólio de tangência. Em outras palavras, assumindo que M é o portfólio de tangência correto, as equações (2.1.1) e (2.1.2) são válidas. Isso quer dizer, que testar a hipótese $H_0: \alpha = 0$ é testar se o retorno do ativo i, R_{it} é corretamente precificado, o que equivale a um teste da eficiência em média-variância de $R_{M,t}$ e equivale, também, a um teste de validade do próprio CAPM. Caso α seja estatisticamente significativo e maior que zero, então existem fatores além do próprio retorno do portfólio de mercado que explicam o retorno do ativo e concedem ao mesmo algum ganho adicional.

Fama e French (2004) trazem um retrospecto breve e didático dos principais testes empíricos do CAPM. Segundo os autores, o primeiro problema dos testes de validade do CAPM está no prêmio de risco, uma vez que a versão Sharpe-Lintner postula uma taxa risk free como intercepto e um coeficiente beta associado ao excesso de retorno do mercado. Além do problema da imprecisão do cálculo dos betas individuais que gera um erro de medida no cálculo dos retornos médios, os resíduos das regressões (associados ao risco idiossincrático dos ativos) tem alguma correlação – já que existem fontes de variação comuns entre eles – o que gera viés nas estimativas de OLS. Black, Jensen e Scholes (1972) perceberam que se a relação entre os betas e os retornos esperados dos ativos é a mesma nos portfólios, então o CAPM também é capaz de explicar retornos de portfólios e não apenas ativos individuais. Dessa forma, há uma redução do erro de medida e do viés nas estimativas. Outro problema freqüente está na escolha da taxa risk free, já que as proxies geralmente escolhidas possuem algum erro de medida, além de serem estocásticas.

Fama e MacBeth, citados por Fama e French (2004) testaram o poder explicativo do CAPM adicionando variáveis explanatórias ao modelo. Caso os coeficientes estimados associados às outras variáveis explanatórias fossem estatisticamente diferentes de zero, então a hipótese fundamental do CAPM seria refutada. Em outras palavras, se todas as diferenças entre os retornos dos ativos podem ser explicadas pelo Beta de cada um desses ativos as outras variáveis não tem poder explicativo. Assim, foram incluídas, entre outras, variáveis como o quadrado dos Betas e as variâncias dos resíduos da regressão do CAPM para aquele ativo, a fim de testar, respectivamente, se a relação entre o retorno esperado e o Beta é linear e se o Beta é uma medida de risco suficiente e necessária para explicar os retornos. Os resultados alcançados pelos autores sugerem que, de certa forma, a

estrutura do CAPM é robusta, uma vez que as variáveis incluídas não melhoraram o poder explicativo do modelo.

Bruni e Famá (1998) apresentam algumas variáveis importantes para explicar o retorno das ações nas bolsas de valores, como o valor de mercado da empresa, o nível de endividamento da empresa, a relação entre o valor contábil e o valor de mercado da empresa, a razão lucro-preço, a rentabilidade dos dividendos, a liquidez da ação, a relação fluxo de caixa sobre preço, o crescimento das vendas passadas e a relação preço sobre vendas. Cada um desses fatores gera retornos distintos das ações de cada uma das empresas justamente por não estarem incluídos de maneira igual na ação de determinada firma e no índice de mercado (portfólio de mercado), onde é incorporada, por exemplo, a rentabilidade média dos dividendos das empresas, que tem alta variabilidade entre as firmas de capital aberto.

Considerando os principais problemas empíricos do CAPM em sua aplicação no mercado acionário, é possível que a grande maioria deles seja significativamente minimizada neste trabalho, dada a aplicação ao mercado imobiliário.

3. Metodologia

O formato da base de dados permite a utilização de metodologias distintas. Assim, será feito uso de um sistema de equações lineares que operará como um *pool* de cada uma das equações do CAPM de cada um dos ativos. Será feito uso de algumas condições impostas a esse sistema, através dos modelos SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*), aproveitando a estrutura de correlação entre os termos de erro de cada CAPM, estimando parâmetros constantes no tempo. Além disso, será utilizada a representação de modelos de espaço de estado (*state space models*) para trabalhar com as séries temporais dos ativos individualmente. Em outras palavras, equações do CAPM serão estimadas separadamente, permitindo a estimação dos parâmetros variando no tempo através do Filtro de Kalman.

3.1. Base de Dados

A Fundação IPEAD da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais realiza uma pesquisa sobre o mercado imobiliário de Belo Horizonte, através de coletas mensais de dados sobre comercialização e aluguéis de imóveis residenciais e comerciais, visitando empresas informantes, imobiliárias, construtoras e incorporadoras, num total de 196 instituições. Assim, mensalmente, são geradas variáveis de preço de venda à vista, quantidade ofertada, número de unidades vendidas, quantidade de novos empreendimentos, origem dos recursos para financiamento das obras, estágio da construção dos empreendimentos e velocidade de vendas dos imóveis.

Na série de comercialização de imóveis residenciais, é apresentado o preço mínimo, máximo e médio em cada categoria. As categorias de divisão destes imóveis residenciais são dadas por: i) Número de quartos – um, dois, três, quatro ou cobertura, esta última gerada apenas a partir de 2005; ii) Padrão de acabamento – Baixo, Médio, Luxo, Alto Luxo; iii) Bairros por classe de renda¹; iv) Estágio da Construção – Acabado, Em Construção, Na Planta, Geral.

¹ Esta classe é definida de acordo com a renda média mensal do chefe do domicílio, segundo o CENSO 2000 do IBGE. Popular – bairros onde a renda mensal é inferior a 5 salários mínimos; Médio – bairros onde a renda mensal está entre 5 e 8,5 salários mínimos; Alto – bairros onde a renda mensal está entre 8,5 e 14,5 salários mínimos; Luxo – bairros onde a renda mensal é superior a 14,5 salários mínimos.

Neste trabalho, serão utilizados os preços médios de venda à vista dos imóveis residenciais de Belo Horizonte, segmentados por duas categorias: Número de quartos e Bairros por classe de renda. Como cada classificação possui quatro subcategorias (um, dois, três e quatro quartos, e classe de bairro popular, médio, alto e luxo), será possível construir 16 séries históricas de preços de ativos imobiliários. Dado o fato de que ativos como apartamentos de 1 quarto não alcançam a quantidade mínima de 3 unidades ofertadas, não foi possível montar uma série para tais ativos, de modo que 4 deles foram removidos. Os ativos que irão compor a base de dados deste trabalho são os imóveis de 2, 3 e 4 quartos dos bairros de classe Popular, Médio, Alto e Luxo, totalizando 12 observações *cross-section*.

A série histórica mensal de cada ativo tem início em janeiro de 2000, quando foi realizado o CENSO 2000 do IBGE e houve uma reclassificação dos bairros por classe de renda, e término em julho de 2010, totalizando 115 observações de preço.

Além de utilizar cada subcategoria como um ativo que terá seu beta estimado pelo CAPM, será feito uso do Índice de Preços do Mercado Imobiliário do IPEAD, que será usado para gerar o retorno de mercado do CAPM. Este índice tem como base o mês de julho de 1994, e agrega todas as categorias de imóveis, ponderando os preços pela oferta dos imóveis.

Segundo Tsay (2005), é necessário trabalhar em séries financeiras com o retorno dos ativos ao invés do preço desses ativos, uma vez que o retorno é uma medida livre de escala, não possui raiz unitária e tem propriedades estatísticas mais desejáveis. Pode-se calcular o retorno simples de um único período:

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 = \% \Delta P_t \quad (3.1.1)$$

Tsay (2005) ressalta que, nos estudos em finanças, é utilizado o log-retorno dos ativos, que possui propriedades estatísticas mais desejáveis. O log-retorno é dado pelo logaritmo natural do retorno simples do ativo:

$$r_t = \ln(1 + R_t) \quad (3.1.2)$$

O cálculo do log-retorno pode ser utilizado tanto para os ativos individuais (medido pelo logaritmo da variação percentual do preço do ativo) quanto para o Índice de Preços do IPEAD (medido pelo logaritmo da variação percentual do índice de mercado).

É importante ressaltar que, nos meses em que houve o mínimo de 4 apartamentos em oferta e, portanto, não houve divulgação de um preço médio pela Fundação IPEAD, considerou-se que o retorno daquele ativo, ou daquela categoria, foi zero, ou seja, não houve nenhuma variação nos preços do ativo. Repare que o mesmo acontece quando, entre um mês e outro, nenhum dos apartamentos em oferta é vendido e nenhum outro apartamento adicional é colocado em oferta e, portanto, o preço médio é o mesmo, de modo que o retorno também será zero.

Para a taxa livre de risco (*risk free*), foi utilizada a série histórica da SELIC mensal, disponível na página do Banco Central do Brasil, com o mesmo corte temporal das outras séries.

Assim, a equação (2.1.5) do CAPM empírico pode ser estimada sendo Z_{it} o excesso de retorno do i -ésimo ativo imobiliário sobre a taxa SELIC no tempo t , $i = 1, 2, \dots, 16$; e $Z_{M,t}$ o excesso de retorno do mercado imobiliário sobre a taxa SELIC no tempo t , $t = 1, 2, \dots, 114$.

3.2. SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*)

Este capítulo trará uma breve apresentação sobre a metodologia SUR. Toda a apresentação aqui realizada foi fortemente embasada em Wooldridge (2003), que aborda o tema de forma clara e didática.

Existem várias formas de se trabalhar com sistemas lineares de equações. Uma delas é uma extensão do método OLS (*Ordinary Least Squares*) de uma única equação, onde os parâmetros do modelo ajustado são dados pela minimização do erro quadrático seguindo algumas premissas básicas, como a linearidade entre os parâmetros da regressão, variância homocedástica, ausência de autocorrelação entre os termos de erro e, finalmente, uma condição de ortogonalidade entre as variáveis explicativas e o termo de erro da equação.

Considerando o modelo populacional representado pelo sistema de equações de séries temporais descrito abaixo, com G equações:

$$\begin{aligned}y_{1t} &= x_{1t}\beta_1 + u_{1t} \\y_{2t} &= x_{2t}\beta_2 + u_{2t} \\&\vdots \\y_{Gt} &= x_{Gt}\beta_G + u_{Gt}\end{aligned}\tag{3.2.1}$$

Neste sistema, x_{gt} é um vetor $[1 \times K_g]$ de variáveis explicativas e β_g é um vetor $[K_g \times 1]$ de parâmetros, $g = 1, 2, \dots, G$, de maneira que g pode ser uma empresa, uma cidade, uma pessoa, etc. Esse sistema, conhecido na literatura por *Seemingly Unrelated Regressions* (Regressões Aparentemente Não-Relacionadas) possui esse nome pois, aparentemente, não existe relação entre as equações dado que cada uma delas possui o próprio vetor de parâmetros β_g . No entanto, pode haver correlação entre os termos de erro u_{gt} . Assim, no caso de as equações serem correlacionadas, todas as G equações deve ser estimadas simultaneamente.

Assumindo uma condição de ortogonalidade entre os termos de erro não observáveis u_{gt} e as variáveis explicativas ($x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{Gt}$), e sabendo que o sistema representa um modelo estrutural sem endogeneidade e variáveis omitidas, tem-se:

$$E(u_{gt} | x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{Gt}) = 0\tag{3.2.2}$$

Essa condição de ortogonalidade garante um estimador consistente de cada β_g em (3.2.1). A equação (3.2.2) implica que cada termo de erro é não correlacionado com as variáveis explicativas de todas as equações no sistema. No caso particular do CAPM empilhado, onde todas as variáveis explicativas são idênticas, se está afirmando que os erros individuais de cada uma das equações do CAPM são não correlacionados com o excesso de retorno de mercado. Assim, pode-se escrever:

$$E(x'_{gt} \cdot u_{gt}) = 0\tag{3.2.3}$$

Pode-se escrever o estimador consistente de β_g como sendo:

$$\beta_g = E(x'_{gt} \cdot x_{gt})^{-1} E(x'_{gt} \cdot y_{gt}),\tag{3.2.6}$$

similar ao estimador de mínimos quadrados ordinários (OLS) – para um sistema sem restrições ao vetor de parâmetros β_g (WOOLDRIDGE, 2003).

3.3. Filtro de Kalman

Como mostrado na seção anterior, a versão empírica do CAPM permite que o modelo ajustado seja estimado por OLS. No entanto, uma vez que um dos objetivos deste trabalho é avaliar a evolução do processo de precificação e da eficiência do mercado no tempo, estimativas de MQO geram apenas uma estimativa para cada parâmetro do modelo (Alfa de Jensen e Beta do Ativo). Assim, o método de estimação empregado para a estimação dos parâmetros variando no tempo será o Filtro de Kalman, que pode ser definido como um “algoritmo recursivo ótimo de processamento de dados” (MAYBECK, 1979, p. 4, tradução própria). Ótimo porque é capaz de incorporar qualquer informação que puder ser fornecida a ele; gera as estimativas minimizando o erro quadrático; e processa todas as medidas disponíveis para estimar o valor corrente das variáveis de interesse utilizando conhecimento da dinâmica do sistema, da descrição estatística dos ruídos e de informações a priori disponíveis sobre as variáveis.

Para Maybeck (1979), a modelagem de fatores não observáveis se tornou mais simples no início da década de sessenta com os trabalhos de Kalman – pelo desenvolvimento de um processo capaz de solucionar alguns desses problemas de filtragem de dados discretos – e Kalman e Bucy – pelo desenvolvimento da versão contínua do filtro. Os mesmo autores deram início, no mesmo período, aos Modelos de Espaço de Estados (conhecidos na literatura como *state-space models*) ou Modelos Lineares Dinâmicos, utilizados inclusive em filtros, que nada mais são do que algoritmos que permitem a estimação recursiva de variáveis não-observáveis ou – como será utilizado neste trabalho – de parâmetros tempo-variantes.

A representação que se segue dos *state-space models* foi embasada em Morettin e Tolo (2004) e Silva Filho e Frascaroli (2005).

Em um modelo de séries temporais q -dimensional:

Z_t é o vetor de observações;

v_t é o vetor de ruídos;

x_t é o vetor de estados não diretamente observável (p -dimensional).

A relação entre X e Z é dita desconhecida e é descrita pela equação de medição/observação:

$$Z_t = H_t' x_t + v_t, \quad (3.3.1)$$

onde H_t é chamada Matriz do Sistema ($q \times p$). Esta equação de observação é responsável pelo feedback, incorporando uma nova medida à estimativa a priori visando obter, a posteriori, uma estimativa melhorada.

Assume-se que x_t evolui de acordo com a seguinte equação de movimento/estado:

$$X_{t+1} = F_t x_t + w_t, \quad (3.3.2)$$

onde F_t é chamada Matriz de Transição ($p \times p$) - é importante observar que ambas são matrizes de parâmetros, não estocásticas, compostas por variáveis independentes. Esta equação de estado é responsável por projetar, com antecedência, as estimativas da covariância do estado atual e do erro visando obter, a priori, as da próxima etapa.

Os vetores de ruídos v_t ($q \times 1$) e w_t ($p \times 1$) são gaussianos, não correlacionados, com média zero e matrizes de variância-covariância R e Q , respectivamente. Além disso, v_t e w_t são independentes ($E(v_t w_s') = 0, \forall t, s = 1, 2, \dots, N$) e o estado inicial (x_0) é uma variável aleatória gaussiana independente de v_t e w_t , com média \bar{x} e $\text{Var}(x_0 | Z_{-1}) = \Sigma_0$.

O Filtro de Kalman fornece estimadores de mínimos quadrados do vetor de estados $\{x_t\}$ utilizando o conjunto de observações Z , através de um processo de controle por realimentação: estima-se o estado do processo e obtêm-se o feedback sob a forma de medidas de ruído.

Em outras palavras, o filtro gera um algoritmo para estimar $\hat{x}_{t|t-1} = \hat{E}[x_t | Z_{t-1}]$ associado a uma matriz de variância-covariância $\Sigma_{t|t-1}$, $\hat{x}_{t|t} = \hat{E}[x_t | Z_t]$ associado a uma matriz de variância-covariância $\Sigma_{t|t}$ e é utilizado para calcular a previsão do vetor estado a partir dos mínimos quadrados com base nos valores observados até a data t , $\hat{x}_{t+1|t}$, onde o operador \hat{E} denota a projeção linear de x_{t+1} sobre Z_t . Ele calcula essas previsões recursivamente gerando, sucessivamente, $\hat{x}_{1|0}, \hat{x}_{2|1}, \dots, \hat{x}_{t|t-1}$.

Associada a cada previsão está uma matriz de variância-covariância:

$$\Sigma_{t+1|t} = E[(x_{t+1|t} - \hat{x}_{t+1|t})(x_{t+1|t} - \hat{x}_{t+1|t})']. \quad (3.3.3)$$

Assim, para um elemento $\hat{x}_{t|t-1}$ associado a $\Sigma_{t|t-1}$, a finalidade do filtro é produzir $\hat{x}_{t+1|t}$ associado a $\Sigma_{t+1|t}$.

Finalmente, a estimação do filtro é realizada em três etapas: inicialização; atualização da projeção linear; produção de uma nova previsão condicionada sobre o conjunto de informações.

Segundo Pasrachi (2006), a aplicação mais freqüentemente utilizada do Filtro do Kalman é a estimação de parâmetros tempo-variantes em regressões lineares:

$$y_t = \beta'x_t + u_t. \quad (3.3.4)$$

A equação acima pressupõe que a relação entre x e y é constante durante o período de estimação. Quando o pressuposto de constância não é verdadeiro (ou no mínimo razoável), o modelo é especificado com β_t' e o Filtro de Kalman poderá ser utilizado para estimar esses parâmetros variando no tempo.

Alguns trabalhos que utilizam o Filtro de Kalman para estimar a evolução dos parâmetros do CAPM no tempo, a grande maioria utilizando dados do mercado acionário, utilizando o retorno das ações da BOVESPA e o IBOVESPA como índice de mercado.

Por outro lado, Silva Filho e Frascaroli (2005) geraram estas estimativas para o setor de telecomunicações brasileiro utilizando o Market Model – modelo parecido com o CAPM, mas que projeta o retorno do ativo contra o retorno do portfólio de mercado, ao invés de trabalhar com excesso de retorno, como faz o CAPM. O objetivo do trabalho era captar mudanças no risco sistemático do setor, utilizando dados das empresas do setor como ativos individuais e do índice do setor como retorno de mercado, numa série temporal de 2610 informações. Além disso, os autores buscaram testar se, de fato, os Betas regrediam sempre ao seu valor médio (igual a um). Os autores observaram caminhos temporais distintos para os Betas que não poderiam ser observados utilizando OLS. Além disso, durante toda a série histórica, o valor de cada Jensen's Alpha não foi estatisticamente diferente de zero.

Neste trabalho, o Filtro de Kalman será utilizado para estimar os parâmetros da equação de teste do CAPM – equação (2.2.3) – com o objetivo de mostrar a evolução dos mesmos no tempo.

4. RESULTADOS

As estimativas foram obtidas através do Software E-views e serão apresentadas neste capítulo de modo que seja mais simples e didática a visualização dos resultados. Assim, foram

geradas tabelas com o valor dos coeficientes e o p-valor das estatísticas Qui Quadrado dos testes de Wald realizados.

<i>Variável Explicativa</i>	<i>parâmetro</i>	<i>coef</i>	<i>p-value*</i> ($H_0:coef=0$)	<i>p-value**</i> ($H_0:\beta_{i,M}=1$)
ALTO2	α_i	0,000142	0,9872	-
	$\beta_{i,M}$	1,382946	0,0799	0,6246
ALTO3	α_i	0,004042	0,6948	-
	$\beta_{i,M}$	0,889905	0,33	0,9037
ALTO4	α_i	-0,026524	0,0446	-
	$\beta_{i,M}$	3,533985	0,0028	0,0284
LUXO2	α_i	0,008037	0,6353	-
	$\beta_{i,M}$	0,408727	0,7852	0,6927
LUXO3	α_i	0,001797	0,7941	-
	$\beta_{i,M}$	0,924033	0,1315	0,9006
LUXO4	α_i	0,003781	0,4463	-
	$\beta_{i,M}$	0,564724	0,1999	0,3203
MED2	α_i	0,007534	0,2583	-
	$\beta_{i,M}$	0,21888	0,71	0,1833
MED3	α_i	0,007655	0,3538	-
	$\beta_{i,M}$	0,601491	0,4104	0,5841
MED4	α_i	0,006327	0,4919	-
	$\beta_{i,M}$	0,394691	0,628	0,4562
POP2	α_i	-0,006309	0,4878	-
	$\beta_{i,M}$	1,909455	0,019	0,257
POP3	α_i	0,015728	0,2551	-
	$\beta_{i,M}$	0,21051	0,863	0,5167
POP4	α_i	0,000833	0,8703	-
	$\beta_{i,M}$	0,388877	0,3902	0,1752
* p-valor do teste <i>t</i> de Student sob a hipótese nula de que o coeficiente é igual a zero.				
**p-valor do teste de Wald (estatística qui quadrado) sob a hipótese nula de que o coeficiente beta seja igual a 1.				

Tabela 1 – Estimativas dos parâmetros do CAPM sem restrições (SUR)

Fonte: Elaboração própria.

Seguindo a metodologia SUR, foram ajustados três modelos diferentes para o mesmo sistema de equações descrito na seção 3.2. O primeiro modelo ajustado não teve nenhum tipo de restrição aos parâmetros do modelo, de modo que as equações do CAPM foram simplesmente empilhadas. Os resultados estão dispostos na Tabela 1.

Os resultados sugerem que há uma eficiência relativa no processo de precificação dos imóveis. Apenas um intercepto (*Jensen's Alpha*) foi estatisticamente diferente de zero, de modo que todos os outros sugerem que o mercado é eficiente ao precificá-los, ao menos sob uma única estimativa constante no tempo.

Além disso, foi feito um teste de Wald para testar se cada um dos Betas é individualmente igual a um, situação onde o prêmio de risco do ativo seria igual ao prêmio de risco de mercado. Em outras palavras, quando o mercado é eficiente ao precificar o ativo (o intercepto da equação é nulo) e o Beta do ativo é igual a unidade, o retorno esperado do ativo é igual ao retorno do portfólio de mercado. O único ativo que rejeita esta hipótese é o ativo ALTO4, ou seja, imóveis de quatro quartos localizados em bairros da classe de renda “Alto”. O valor estimado de β é muito superior à unidade, de modo que podemos afirmar que estes imóveis tiveram maior prêmio por unidade de risco.

Foram realizados também dois testes de Wald adicionais para testar as hipóteses conjuntas: i) de que todos os *Jensen's Alphas* são conjuntamente iguais a zero; ii) de que os Betas dos ativos imobiliários são conjuntamente iguais a um. Os resultados mostram que nenhuma das duas hipóteses pode ser estatisticamente rejeitada.

(H ₀ : Todos os β s = 1)		(H ₀ : Todos os α s = 0)	
χ^2	16,67448	χ^2	14,52718
<i>g.l.</i>	12	<i>g.l.</i>	12
<i>p-value</i>	0,1623	<i>p-value</i>	0,2683

Tabela 2 – Testes de Wald conjuntos para valores dos parâmetros do CAPM

Fonte: Elaboração própria

O segundo modelo ajustado impôs uma restrição: os interceptos de todas as equações do sistema são iguais. Economicamente, isto equivale a afirmar que os fatores não explicados pelo mercado são iguais para todos os 12 ativos, o que parece razoável uma vez que não foi possível rejeitar que todos os parâmetros do sistema fossem iguais a zero no modelo ajustado anteriormente sem restrições. Com os interceptos iguais, as estimativas dos Betas dos ativos imobiliários poderiam assumir valores diferentes. Tais estimativas são apresentadas na Tabela 3.

Houve uma mudança significativa nos parâmetros do sistema, com destaque para 4 Betas de ativos específicos. No ativo ALTO4, o parâmetro que não era estatisticamente igual à unidade e teve seu prêmio por unidade de risco reduzido pela metade. Na categoria MED2, o prêmio por unidade de risco subiu 150%, e com ele a contribuição do risco do ativo para o risco de mercado. O Beta do ativo POP3 foi o de maior variação dentre todos os Betas – seis vezes maior do que o Beta do modelo sem restrições. Finalmente, o Beta ativo POP4 diminuiu e tornou-se estatisticamente diferente de um, o que possivelmente reflete a dificuldade de se encontrar um imóvel de quatro quartos em um bairro popular, tanto pelas condições de renda dos moradores do bairro quanto pela informalidade da construção presente em alguns desses bairros, de modo que nenhuma incorporadora, construtora ou corretora consegue esse tipo de informação.

<i>parâmetro</i>	<i>coef</i>	<i>p-value*</i> ($H_0:coef=0$)	<i>p-value**</i> ($H_0:\beta_{i,M}=1$)
α	0,003559	0,1217	-
$\beta_{ALTO2,IPEAD}$	1,134475	0,0166	0,7763
$\beta_{ALTO3,IPEAD}$	0,924999	0,0875	0,8897
$\beta_{ALTO4,IPEAD}$	1,346262	0,0506	0,6148
$\beta_{LUXO2,IPEAD}$	0,734349	0,3949	0,7582
$\beta_{LUXO4,IPEAD}$	0,580833	0,0522	0,1608
$\beta_{LUXO3,IPEAD}$	0,795907	0,0376	0,5935
$\beta_{MED2,IPEAD}$	0,507926	0,1731	0,1866
$\beta_{MED3,IPEAD}$	0,899354	0,0435	0,8211
$\beta_{MED4,IPEAD}$	0,595997	0,2234	0,409
$\beta_{POP2,IPEAD}$	1,191853	0,0141	0,6925
$\beta_{POP3,IPEAD}$	1,095451	0,1238	0,8933
$\beta_{POP4,IPEAD}$	0,190649	0,5318	0,0079
* p-valor do teste <i>t</i> de Student sob a hipótese nula de que o coeficiente é igual a zero.			
**p-valor do teste de Wald (estatística qui quadrado) sob a hipótese nula de que o coeficiente beta seja igual a 1.			

Tabela 3 - Estimativas dos parâmetros do CAPM com restrição para os interceptos do sistema
Fonte: Elaboração própria

Assim como no modelo anterior, foi feito um teste de Wald conjunto para os Betas dos ativos imobiliários para saber se todos eles são estatisticamente iguais à unidade. Não é possível rejeitar a hipótese nula, de forma que a conclusão em relação à hipótese conjunta é a mesma do modelo anterior.

(H ₀ : Todos os $\beta_s = 1$)	
χ^2	14,01287
<i>g.l.</i>	12
<i>p-value</i>	0,2999

Tabela 4 - Teste de Wald conjunto dos Betas dos ativos
Fonte: Elaboração própria

O terceiro e último SUR regredido possui duas restrições que trazem consigo duas hipóteses fortes: todos os ativos tem interceptos iguais (como feito no modelo anterior) e todos os ativos tem Betas iguais, ou seja, o prêmio por unidade de risco é igual para todos os ativos.

<i>parâmetro</i>	<i>coef</i>	<i>p-value*</i> ($H_0:coef=0$)	<i>p-value**</i> ($H_0:\beta_{i,M}=1$)
α	0,003532	0,1329	-
$\beta_{i, IPEAD}$	0,582408	0,0052	0,0447
* p-valor do teste <i>t</i> de Student sob a hipótese nula de que o coeficiente é igual a zero.			
**p-valor do teste de Wald (estatística qui quadrado) sob a hipótese nula de que o coeficiente beta seja igual a 1.			

Tabela 5 - Estimativas dos parâmetros do CAPM com restrição para os interceptos e os Betas dos ativos do sistema de equações

Fonte: Elaboração própria

Os resultados sugerem que não é possível restringir os parâmetros do sistema de CAPMs empilhados, uma vez que o parâmetro comum β estimado pelo terceiro SUR é estatisticamente diferente de um, ou seja, do valor médio dos β s estimados nos modelos anteriores e na grande maioria dos testes empíricos do CAPM. Isso mostra que existem prêmios de risco distintos para cada um dos ativos e que a estimativa individual dos Betas é válida.

Os resultados das estimativas geradas através do Filtro de Kalman confirmam a suspeita de que os parâmetros do CAPM variam no tempo. Partindo do princípio que os coeficientes seguem um processo auto-regressivo dado pela equação de estado (3.3.2), foram geradas as estimativas para os coeficientes para cada período do tempo. Os gráficos dispostos na Figura 4a e na Figura 4b apresentam a evolução do *Jensen's Alpha* de cada ativo. A linha horizontal dos gráficos consiste na estimativa gerada pelo SUR (CAPM empilhado) dos mesmos parâmetros constantes no tempo. Os gráficos mostram uma grande quantidade de informações, parcialmente devidas ao próprio formato da base de dados e a forma como a mesma foi gerada. Por exemplo, pode haver um viés maior nos dados dos imóveis dos bairros mais luxuosos uma vez que há uma maior sensibilidade desses imóveis em relação às tendências do mercado. É provável que pessoas mais ricas usem seus imóveis como sinalização, de modo que mudanças nas preferências dos consumidores de imóveis de classes mais altas podem gerar perdas para aqueles que já possuem um apartamento de luxo, como uma nova modalidade de acabamento que entra ou sai de moda, ou a idade do edifício em que se encontra o apartamento, ou o abandono completo e repentino do uso de saunas. Nenhum desses três fatores (extremistas) impactaria em grande medida o preço dos imóveis em um bairro de classe de renda mais baixa, onde os imóveis já seriam mais padronizados. Em suma, a maior heterogeneidade nos atributos – juntamente com a maior sinalização que ocorre com os imóveis mais caros – gera maior heterogeneidade nos preços (tanto entre os imóveis quanto de um mesmo imóvel ao longo do tempo), atribuindo algum viés a série de dados que foi gerada, como explicado, através da média das vendas das unidades de cada categoria em cada período de tempo específico.

Quanto aos gráficos, inicialmente é preciso frisar que a variabilidade desses parâmetros no tempo é óbvia. Com exceção dos *Jensen's Alphas* dos ativos ALTO2, ALTO3 e MED2, há uma dispersão forte dos parâmetros. Entretanto, é possível perceber que todos eles tendem para seu valor médio estimado pelo SUR irrestrito.

Além disso, pode-se fazer uma análise muito específica do comportamento de cada ativo no tempo. O exemplo mais claro é o ativo ALTO4. Nas estimativas do SUR irrestrito, foi possível verificar que o mercado não era eficiente ao precificar o ativo (através da rejeição estatística da hipótese de intercepto nulo). Com as estimativas do Filtro de Kalman, os resultados não são muito diferentes.

Outro fator importante é o comportamento dos *Jensen's Alphas* e dos Betas dos ativos nos mesmos períodos de tempo. Há uma divergência clara: valores crescentes de um são acompanhados por valores crescentes no outro. Este resultado era esperado uma vez que uma alta no valor do intercepto implica em novos fatores impactando os retornos dos ativos, além do próprio mercado, o que poderia reduzir a sensibilidade do retorno do ativo em relação ao retorno de mercado e sua contribuição de seu risco para o risco de mercado.

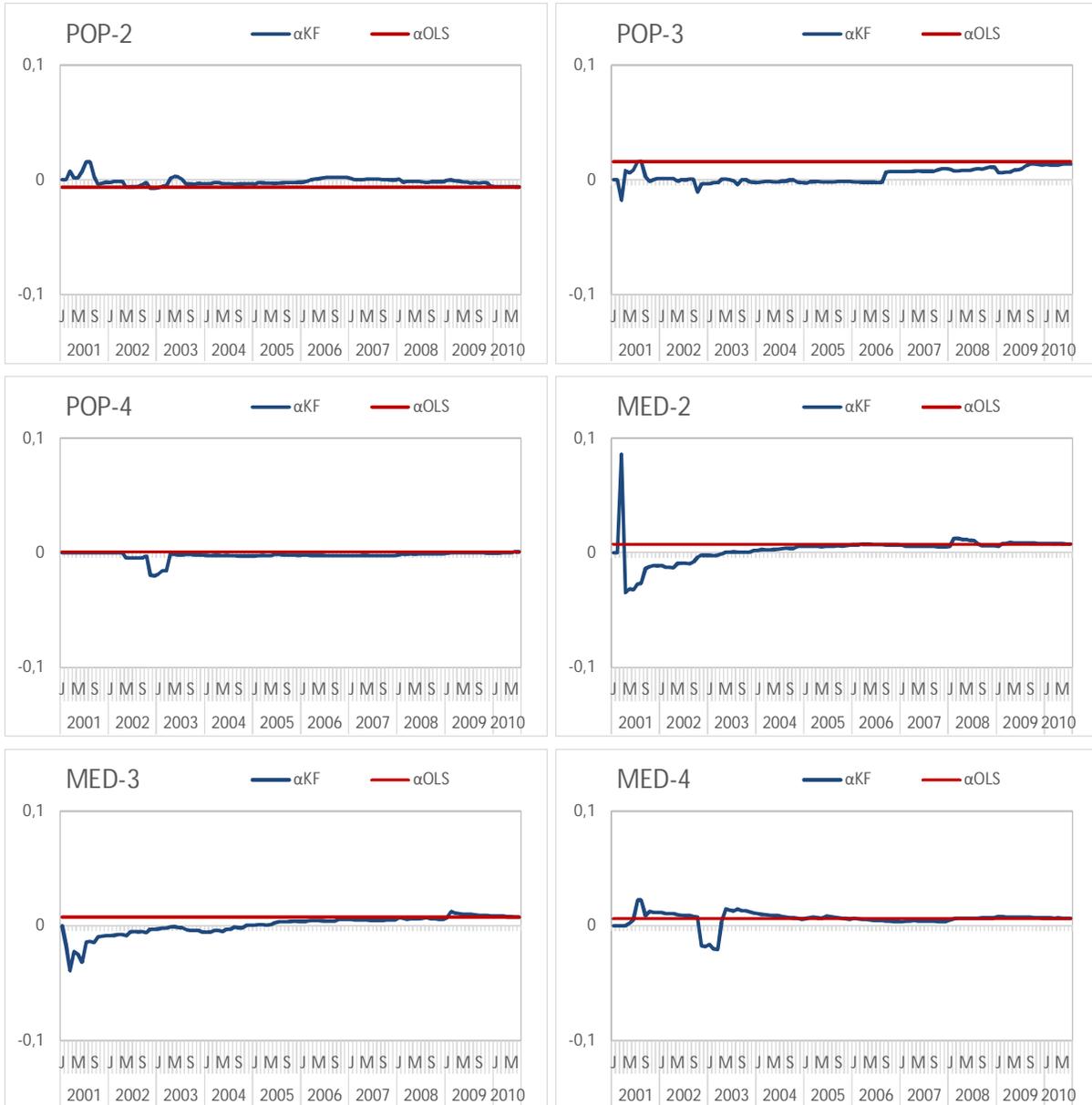


Figura 1 – Gráficos dos *Jensen's Alpha* tempo-variantes e tempo-invariantes.

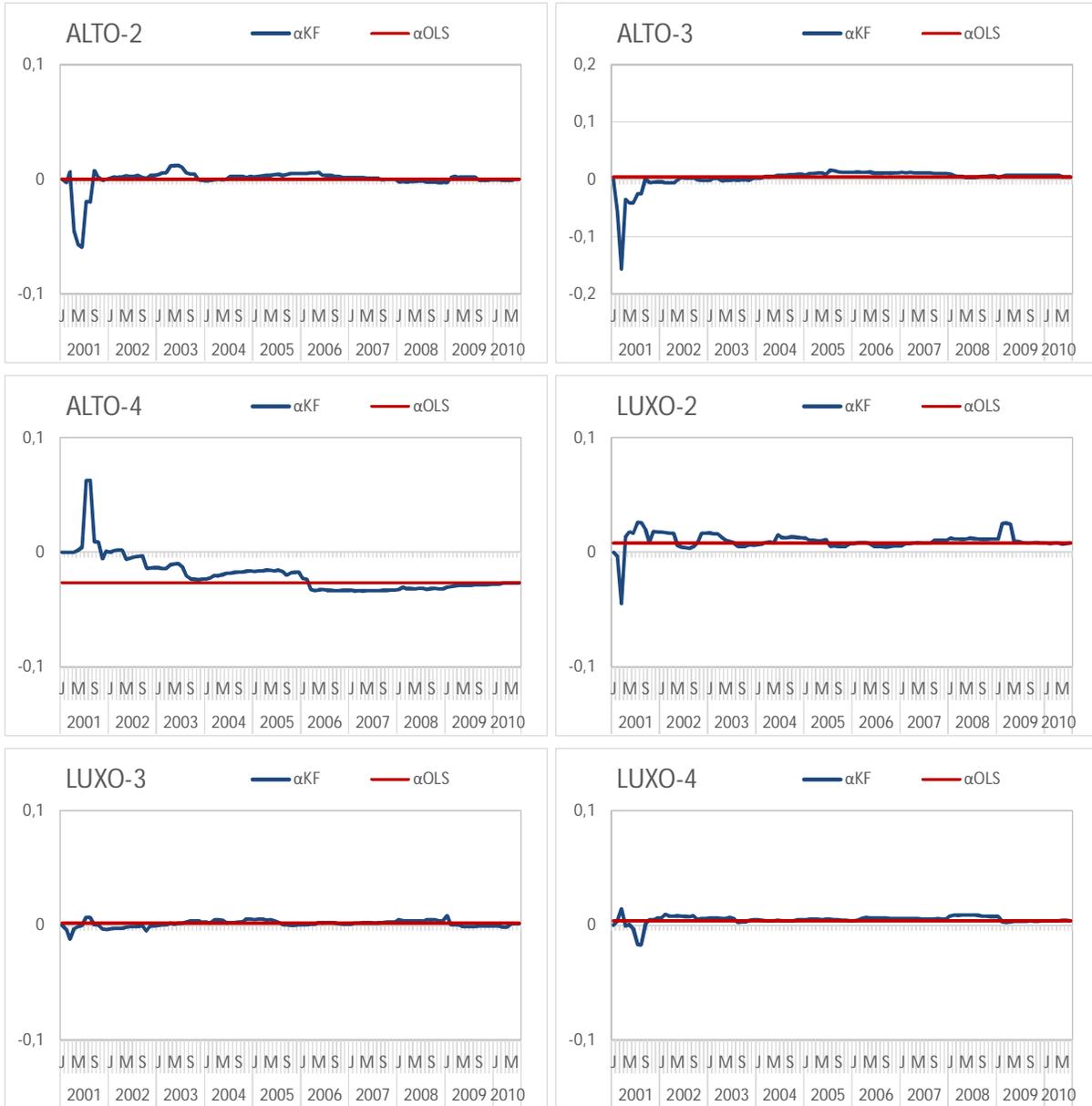


Figura 2 – Gráficos dos *Jensen's Alpha* tempo-variantes e tempo-invariantes.

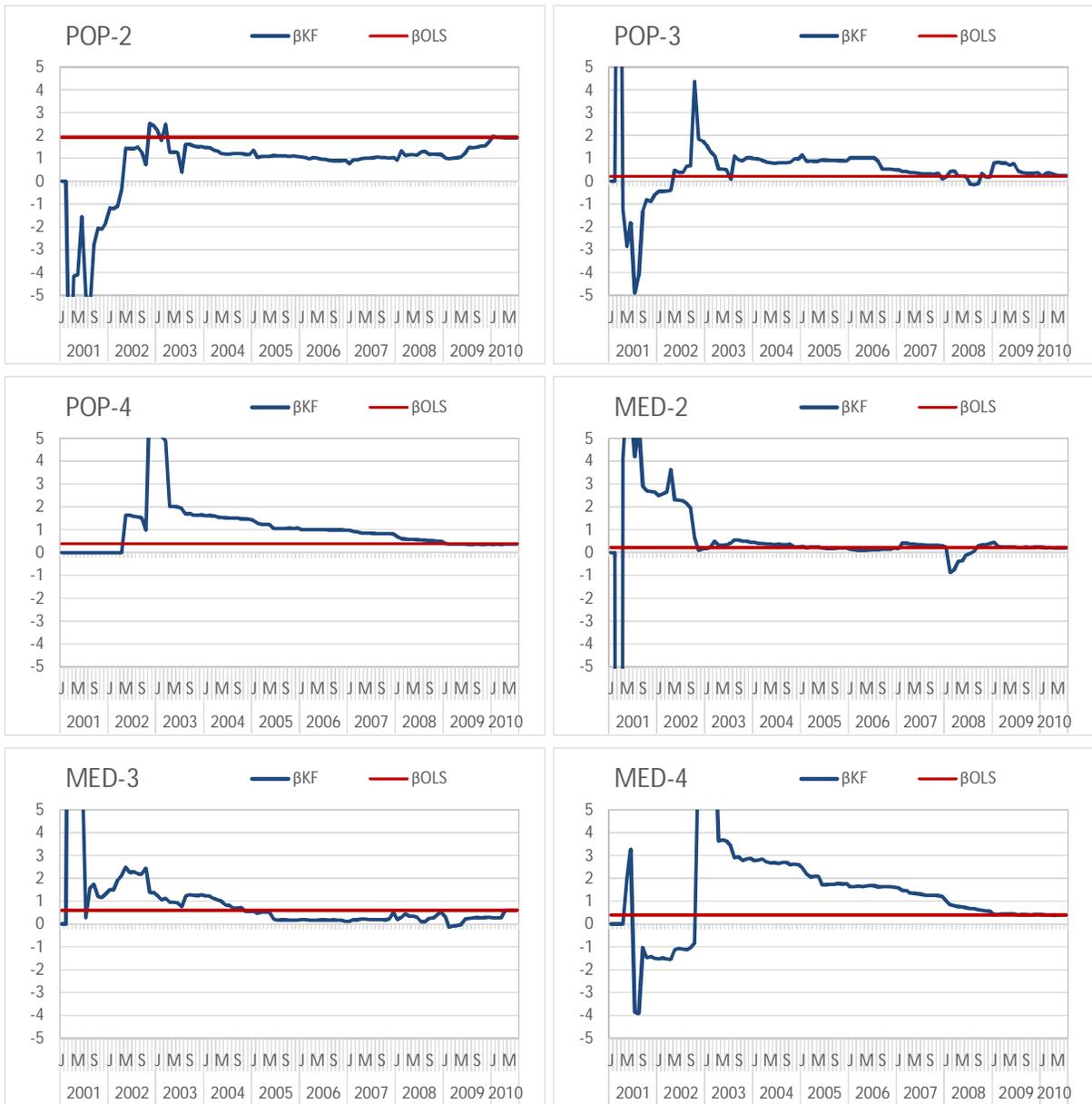


Figura 3 – Gráficos dos Betas tempo-variantes e tempo-invariantes.



Figura 4 – Gráficos dos Betas tempo-variantes e tempo-invariantes.

Através da análise gráfica é possível perceber uma mudança na estrutura dos alfas e betas de vários ativos na passagem de 2002 para 2003, mais especificamente nos imóveis de classes mais baixas de renda. Segundo a Fundação IPEAD (2002, 2003), esse resultado se deve ao grande aumento dos custos da construção civil neste período. É provável que seja este evento que tenha gerado a alta no valor dos Betas dos ativos, impactando mais os populares, já que os custos da construção são proporcionalmente mais relevantes nos bairros de classe de renda menor do que nos bairros de classe de renda maior, onde existem diversos fatores além do custo da obra que impactam o preço dos imóveis. Além disso, os relatórios mensais da Fundação IPEAD ao final de 2002 sugerem uma estagnação repentina das vendas dos imóveis em oferta com alguma elevação de preço, o que também pode ter elevado os Betas dos ativos.

Outros dois fatores podem explicar as quebras nas séries de parâmetros dos gráficos dos parâmetros. Pode-se associar a maior estabilidade dos parâmetros à maior estabilidade econômica e disponibilidade de crédito a partir de 2006. De acordo com BRASIL (diversos números) mostram que o número de unidades financiadas pelo crédito imobiliário cresceu 71,29%, 73,90% e 52,35% em 2006, 2007 e 2008 respectivamente, ante o crescimento negativo de 2,79% em 2005.

A evolução do intercepto do CAPM do ativo POP3 mostra os prováveis efeitos da expansão creditícia associada ao aumento do salário mínimo e aos programas de transferência do governo. Possivelmente os mesmos efeitos não são visíveis em POP4 já que imóveis de 3 quartos são mais comuns e, em bairros populares, seria mais difícil captar formalmente o processo de precificação de imóveis de 1 ou 2 quartos.

É importante observar que o intervalo para valores no gráfico de *Jensen's Alphas* é bastante pequeno, jamais alcançando sequer a unidade. Já o intervalo dos valores dos Betas está entre 5 e -5. Esses valores extremos são valores muito elevados para o Beta de um ativo, de maneira que vale ressaltar que os valores muito discrepantes dos parâmetros no início da série se devem a baixa quantidade de informações disponibilizadas ao Filtro de Kalman para gerar tais estimativas. Obviamente, a medida que se avança no tempo, as estimativas geradas são cada vez melhores, o que não quer dizer que as estimativas dos parâmetros para o ano de 2002, por exemplo, possam ser descartadas, dada a evidente robustez do método.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo buscou estudar o processo de precificação dos ativos imobiliários de Belo Horizonte entre 2001 e 2010, utilizando o modelo CAPM como instrumento principal. Foram utilizadas duas metodologias para gerar as estimativas.

Seguindo a metodologia SUR, foi realizado o teste da hipótese conjunta dos parâmetros do CAPM e percebeu-se que não se pode rejeitar a hipótese de que todos os *Jensen's Alphas* são estatisticamente iguais a zero, mostrando que o mercado imobiliário de Belo Horizonte é eficiente ao precificar os imóveis residenciais. Similarmente, não se pode rejeitar a hipótese de que todos os Betas dos ativos são iguais à unidade.

Através das estimativas do Filtro de Kalman, foi possível observar que há forte variabilidade no tempo na maioria dos ativos e observar características bastante específicas de cada uma das categorias escolhidas. De um modo geral, há uma clara divergência dos valores de alfas e betas, o primeiro relativo ao processo de precificação independente do mercado e o segundo, dependente – mensuração do prêmio por unidade de risco de mercado –, como esperado. Além disso, os parâmetros tendem aos valores estimados via SUR.

Uma próxima etapa provável do estudo do processo de precificação de imóveis em Belo Horizonte inclui a utilização dos resíduos das regressões deste trabalho para encontrar efeitos parciais das características dos imóveis sobre a parcela do retorno deste ativo que não é explicada pelo mercado, cujo risco pode ser reduzido via diversificação. Um segundo exercício seria entender melhor a interpelação entre os retornos dos diversos tipos de apartamentos estudados, inclusive em relação aos alfas e betas aqui estimados.

REFERÊNCIAS

AGUIAR, Marina M. O Impacto da Localização no Preço dos Imóveis Residenciais de Belo Horizonte: uma investigação a partir da modelagem hierárquica. Monografia apresentada ao Programa de Educação Tutorial do Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, 2010.

BLACK, Fischer; JENSEN, Michael C.; SCHOLES, Myron. The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests. In: JENSEN, Michael C. Studies in the Theory of Capital Markets. Praeger: ed. New York, 1972, pp. 79–121.

BRASIL, Banco Central. Resumo mensal do setor: Sistema Financeiro de Habitação. Diversos números. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/?SFHESSTAT>> Acesso em: 17 nov 2010.

CAMPBELL, John Y., LO, Andrew W., MACKINLAY, A. Craig. Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, 1996.

COTA, Daniela A. Alterações na Ocupação do Solo: desconcentração e adensamento. In: CALDAS, Maria Fernandes; MENDONÇA, Jupira e CARMO, Lélío Nogueira (Coord.). Estudos Urbanos. Belo Horizonte 2008: transformações recentes na estrutura urbana. Prefeitura de Belo Horizonte, 2008.

FAMA, Eugene F., FRENCH, Kenneth R. The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. Journal of Economic Perspectives, Vol. 18, No. 3, 2004, pp. 25-46.

FURTADO, Bernardo Alves. Modeling social heterogeneity, neighborhoods and local influences on urban real estate prices: spatial dynamic analyses in the Belo Horizonte metropolitan area, Brazil. Utrecht: 2009. Knag/Faculteit Geowetenschappen Universiteit Utrecht.

GOMES, Sérgio M. A dinâmica do mercado formal de produção residencial. In: CALDAS, Maria Fernandes; MENDONÇA, Jupira e CARMO, Lélío Nogueira (Coord.). Estudos Urbanos. Belo Horizonte 2008: transformações recentes na estrutura urbana. Prefeitura de Belo Horizonte, 2008.

IPEAD (Instituto de Pesquisas Econômicas Administrativas e Contábeis de Minas Gerais). Pesquisa do Mercado Imobiliário de Belo Horizonte – Construção e comercialização. Diversos números. Disponível em <<http://www.ipead.face.ufmg.br>> Acesso em: 15 ago 2010.

JENSEN, M. The performance of mutual funds in the period 1945-1964, The Journal of Finance, Vol. 23, No. 2, 1968, pp. 389-416.

LUCENA, J.M.P. O mercado habitacional no Brasil. Rio de Janeiro: FGV, 1985.

MARKOWITZ, Harry M. Portfolio Selection. The Journal of Finance, Vol. 7, No. 1, 1952, pp. 77-91.

MARKOWITZ, Harry M. Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. New York: John Wiley & Sons, 1959.

MAYBECK, Peter S. Stochastic Models, estimation and control. Academic Press, Inc., 1979.

MORETTIN, Pedro A.; TOLOI, Clelia C. Análise de Séries Temporais. São Paulo: Edgar Blucher, 2004.

PASRICHA, Gurnain K. Kalman Filter and its Economic Applications. 2006.

SECURATO, José R. Decisões Financeiras em Condições de Risco. São Paulo: Atlas, 1996.

SILVA FILHO, Oswaldo C. da; FRASCAROLI, Bruno F. A evolução dos betas do CAPM – o caso do setor de telecomunicações brasileiro. In: Anais do VIII Seminários de Administração da FEA/USP, São Paulo, 2005.

TSAY, Ruel S. Analysis of Financial Time Series. Chicago, John Wiley & Sons, Inc., 2005.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. Cambridge: The MIT Press, 2003.