

PREVISÃO DE RETORNOS AGREGADOS UTILIZANDO *VALUATION RATIOS, OUT-OF-SAMPLE*

Ana Sequeira**

RESUMO

É amplamente reconhecido que os rácios dividendo-preço (*valuation ratios*) fornecem, *in-sample*, indicações relevantes sobre os retornos futuros de ativos. Especificamente, períodos de preços elevados, em relação aos dividendos, são sucedidos por anos de baixos retornos; e períodos de preços baixos, em relação aos dividendos, antecedem anos de retornos elevados. Este padrão de previsibilidade é comum a vários mercados. Neste artigo, aferimos a utilidade dos *valuation ratios* na previsão, *out-of-sample*, dos retornos agregados no mercado de ações e no mercado imobiliário nos EUA. Verificamos que existe evidência estatística que suporta a transição dos resultados *in-sample* para um contexto *out-of-sample*. Mais concretamente, os rácios dividendo-preço e os rácios renda-preço apresentam uma capacidade não negligenciável para prever em tempo real os retornos de ações e imóveis, respetivamente. Notamos, contudo, que estes resultados podem depender da amostra. Especialmente no mercado de ações, o final da amostra (que inclui a recente crise financeira) pode ser o responsável pelos bons resultados.

1 Introdução

A previsão de retornos é um dos tópicos mais discutidos em Finanças. Cochrane (2011) resume a evidência que mostra a existência de um padrão de previsibilidade comum a vários mercados (ações, obrigações, imobiliário, dívida externa e dívida soberana) e que conclui (*in-sample*) que *valuation ratios* preveem retornos, e não *cash-flows* futuros¹. Neste contexto, para o mercado de ações, conclui-se que os rácios dividendo-preço preveem retornos e não o crescimento dos dividendos. Mais concretamente, rácios dividendo-preço baixos sinalizam retornos futuros baixos; e rácios dividendo-preço altos sinalizam retornos futuros elevados. Para o mercado imobiliário, o resultado é semelhante: preços elevados, relativamente às rendas, estão associados a retornos futuros baixos; não sinalizam o aumento permanente das rendas ou dos preços.

Neste artigo, pretendemos verificar se este fenómeno generalizado se mantém *out-of-sample*, ou seja, se seria possível prever sistematicamente retornos sem acesso a informação futura (simulando assim a

* Este artigo é um sumário da Tese Final de Mestrado (onde podem ser consultados todos os detalhes), desenvolvida sob orientação do Professor Doutor João Valle e Azevedo, no Departamento de Estudos Económicos (Banco de Portugal). Agradeço a João Valle e Azevedo pela sua disponibilidade, ideias e observações relevantes. Agradeço também a Ana Pereira pelos códigos em *Mathematica* e esclarecimento de algumas questões, e a Martín Saldías pelas suas importantes sugestões. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade da autora, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade da autora.

** Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

1 Ver, Fama e French (1988, 1989) para ações; Fama e Bliss (1987), Campbell e Shiller (1991) e Piazzesi e Swanson (2008) para bilhetes do tesouro; Fama (1986) para obrigações; Hansen e Hodrick (1980) e Fama (1984) para divisas; Gourinchas e Rey (2007) para dívida externa.

elaboração de previsões em tempo real). Focamo-nos no mercado imobiliário, onde não existem estudos de previsão *out-of-sample* para os retornos de habitação, e utilizamos a análise do mercado de ações como uma referência importante.

Entre os estudos que examinam a previsibilidade dos retornos de imóveis, Case e Shiller (1990) mostram que o rácio renda-preço tem um bom desempenho quando utilizado para prever (*in-sample*) os retornos. Mais recentemente, Plazzi *et al.* (2010) concluem (também, *in-sample*) que o rácio renda-preço prevê retornos esperados de apartamentos, espaços comerciais e propriedades industriais (mas não prevê retornos esperados de edifícios de escritórios).

Para o mercado de ações, a literatura é volumosa. Goyal e Welch (2003, 2008) exploram a existência de ganhos na previsão do *equity premium* (retornos de ações acima do retorno de um ativo sem risco) *out-of-sample*, utilizando como regressores variáveis financeiras com um razoável desempenho *in-sample*, e concluem que a maioria dos modelos produz fracos resultados *out-of-sample*. Por outro lado, Rapach e Wohar (2006) constatam que diversas variáveis financeiras têm uma boa capacidade, *in-sample* e *out-of-sample*, para prever retornos de ações. Rapach *et al.* (2010) encontram também ganhos significativos *out-of-sample* utilizando métodos de combinação de previsões.

Os nossos resultados revelam a existência de evidência estatística que suporta a extensão dos resultados de previsibilidade *in-sample* para um contexto *out-of-sample* nos dois mercados sob escrutínio. Especialmente para o mercado imobiliário, verificamos que o rácio renda-preço tem uma elevada capacidade para prever retornos. Dada a ausência de estudos *out-of-sample* para o mercado imobiliário, estas conclusões são um contributo para a literatura.

Como Rapach e Wohar (2006), o nosso objetivo é testar a previsibilidade de retornos na população. Por esse motivo, neste artigo, não estamos interessados em explorar a possibilidade de um investidor conseguir, em tempo real, construir um portfólio que garanta retornos “excessivos”.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na secção 2, descrevemos os dados utilizados nas aplicações empíricas. A secção 3 apresenta os resultados *in-sample*, enquanto a secção 4 expõe a metodologia econométrica utilizada. Na secção 5 discutimos os principais resultados e na secção 6 apresentamos as conclusões e ideias para investigação futura.

2. Dados

Mercado de ações:²

Como Lettau e Ludvigson (2001), utilizamos dados trimestrais para o mercado de ações dos EUA. A amostra cobre o período 1947:T1 – 2010:T2 (amostra com dimensão $T = 254$ observações) e a nossa variável dependente é o *equity premium* obtido por deter ações (representadas num índice) do período t ao período $t + h$. O *equity premium* é definido como o retorno obtido no mercado de ações deduzido de uma taxa de juro de curto prazo sem risco. No nosso caso, utilizamos o valor ponderado do retorno calculado pelo *Center for Research in Security Prices* (CRSP) deduzido do retorno associado a um bilhete do tesouro a 3 meses (este é usado como uma *proxy* para a taxa de juro de curto prazo sem risco). O rácio dividendo-preço é a variável financeira que potencialmente prevê o *equity premium*.

2 Os dados para o mercado de ações e para o mercado imobiliário estão disponíveis em <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/index.htm>. Os dados para o mercado imobiliário estão também disponíveis em <http://www.lincolnst.edu/subcenters/land-values/rent-price-ratio.asp>.

Mercado imobiliário:

Para o mercado imobiliário, utilizamos dados trimestrais de 1960:T1 a 2010:T1 (amostra com dimensão $T = 201$ observações). Foram considerados dois índices de preços de casas: o índice de preços calculado por Case, Shiller e Weiss e o índice de preços divulgado pelo *Office of Federal Housing Enterprise Oversight* (OFHEO)³. Uma vez que os resultados obtidos foram bastante semelhantes, optamos por apresentar apenas as conclusões para os dados de Case, Shiller e Weiss. A nossa variável dependente é o logaritmo do retorno obtido por deter uma casa do período t até $t+h$ e a variável com um expectável poder preditivo sobre o retorno é o rácio renda-preço respetivo.

3. Regressões *In-Sample*

Nesta secção discutimos os resultados obtidos através de regressões *in-sample* que motivam o exercício *out-of-sample*.

Considere-se o seguinte modelo de regressão:

$$y_{t+h} = \alpha + \beta x_t + u_{t+h}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde y_{t+h} é o retorno obtido por deter o ativo financeiro de t até $t+h$, $h > 0$ é o horizonte de previsão, x_t é a variável financeira utilizada para prever y_{t+h} e u_{t+h} é um termo de erro.

Para avaliar a capacidade preditiva de x_t *in-sample* podemos estimar a equação (1) utilizando as $T-h$ observações disponíveis e, em seguida, analisar a estatística $-t$ associada à estimativa OLS de β e a medida de bondade do ajustamento (R^2)⁴. Quando existe evidência para rejeitar a hipótese nula de que $\beta = 0$ e o valor de R^2 é elevado, podemos concluir que x_t tem poder preditivo sobre y_{t+h} .

Existem alguns problemas associados a esta análise, nomeadamente o enviesamento provocado por pequenas amostras (ver Stambaugh 1986, 1999) e a dependência entre as observações da variável a prever (ver Richardson e Stock, 1989). A autocorrelação induzida no termo de erro deve obviamente ser tida em consideração aquando da realização de inferência estatística.

Para cada mercado em questão, estimámos por OLS a equação (1) e recorremos aos erros padrão robustos de Newey e West (1987) para o cálculo da estatística- t habitual. O quadro 1 apresenta os resultados.

Quadro 1

REGRESSÕES <i>IN-SAMPLE</i> (HORIZONTES DE 1, 4, 8, 12, 18 E 24 TRIMESTRES)												
Horizonte	Mercado de ações					Mercado imobiliário						
	Período amostral 1947:T1 - 2010:T2					Período amostral 1960:T1 - 2010:T1						
	$\hat{\beta}$	t -stat	R ² %	Adj. R ² %	$\hat{\beta}$	Case-Shiller-Weiss			OFHEO			
					$\hat{\beta}$	t -stat	R ² %	Adj. R ² %	$\hat{\beta}$	t -stat	R ² %	Adj. R ² %
1	3,80	(2,89)	2,85	2,46	1,27	(5,24)	22,30	21,91	1,21	(8,47)	32,95	32,61
4	16,57	(3,14)	11,23	10,88	5,90	(2,88)	38,80	38,48	5,39	(4,73)	45,47	45,19
8	32,08	(3,38)	19,97	19,64	12,86	(3,49)	54,85	54,61	11,41	(5,52)	59,06	58,84
12	46,35	(3,97)	25,38	25,07	18,84	(4,62)	64,31	64,12	16,67	(6,81)	67,00	66,82
18	74,17	(5,17)	33,05	32,76	25,27	(5,73)	67,05	66,87	22,73	(7,98)	69,76	69,60
24	121,28	(6,52)	44,47	44,23	29,68	(5,44)	61,46	61,24	27,18	(7,63)	66,90	66,71

Fonte: Cálculos da autora.

Notas: A equação de regressão é $y_{t+h} = \alpha + \beta x_t + u_{t+h}$, onde y_{t+h} e x_t são o *equity premium* e o rácio dividendo-preço, respetivamente, para o mercado de ações; e o logaritmo dos retornos e o rácio renda-preço para o mercado imobiliário. t -stat representa a estatística- t utilizando os erros padrão robustos de Newey e West (1987).

³ Ver Calhoun (1996) para mais detalhes sobre estes índices.

⁴ A hipótese nula ($H_0: \beta = 0$) reflete a ausência de capacidade de x_t para prever y_{t+h} .

Analisando os resultados, detetamos um padrão comum nos mercados. A estimativa de β e o R^2 aumentam com o horizonte de previsão e o valor observado da estatística $-t$ conduz à rejeição da hipótese nula de ausência de previsibilidade dos retornos. Adicionalmente, as estimativas apresentam sempre um sinal positivo, o que permite confirmar as conclusões apresentadas em Cochrane (2011): preços elevados, em relação aos dividendos (ou rendas, para o mercado imobiliário) sinalizam retornos futuros baixos.

Impõe-se, assim, investigar se a previsibilidade *in-sample* sobrevive a um exercício de simulação de previsões em tempo real (*out-of-sample*).

4. Metodologia Económica

Nesta secção, discutimos os modelos de regressão escolhidos para gerar as previsões *out-of-sample* e os testes estatísticos utilizados para analisar os resultados obtidos.

4.1 Análise *Out-of-Sample*

Uma análise *out-of-sample* pressupõe a simulação de previsões para y_{t+h} , no momento t . Dada uma amostra, é necessário determinar um valor para o *sample-split parameter* (R), que coincidirá com o período a que se refere a primeira previsão (não existe um critério absoluto para determinar R ; a ideia será estabelecer um compromisso entre o número de observações utilizadas para estimar os coeficientes dos modelos e o número de observações disponíveis para avaliar o desempenho das previsões). Utiliza-se a amostra que inclui as primeiras $R-h$ observações para estimar o modelo, e gerar as previsões para $t=R$. De seguida é acrescentada à amostra *in-sample* uma observação (a que corresponde ao período $t=(R+1)-h$), o modelo é reestimado e é gerada uma nova previsão, correspondente ao período $t=R+1$. Este processo é repetido até ao final da amostra.

4.2 Modelos de regressão

Foram selecionados diferentes modelos para gerar o conjunto de previsões pretendido. No que se segue, $\hat{y}_{t+h|t}$ representa a previsão de y_{t+h} (retorno obtido por deter o ativo financeiro de t até $t+h$), dada a informação até ao período t , e x_t é o *valuation ratio* que poderá ter poder preditivo em relação a y_{t+h} .

- **Média Histórica:** $\hat{y}_{t+h|t} = \frac{1}{t} \sum_{s=1}^t y_s$, $t = R, \dots, T$. Como Goyal e Welch (2003, 2008) e Campbell e Thompson (2008), escolhemos a média histórica como modelo de previsão de referência (*benchmark*), uma vez que, de acordo com a interpretação mais comum da hipótese dos mercados eficientes, esta representa a hipótese de não previsibilidade dos retornos.
- **Modelo autoregressivo direto:** $\hat{y}_{t+h|t} = \hat{\alpha} + \sum_{j=0}^{p-1} \hat{\beta}_j y_{t-j}$. Para a construção das previsões, consideramos uma versão em que a ordem de defasamentos é fixa ($p=2$) e uma versão em que esta é determinada pelo critério AIC (p inteiro $\in [1,4]$)⁵. Os coeficientes do modelo são estimados por OLS.
- **Modelo autoregressivo aumentado direto:** $\hat{y}_{t+h|t} = \hat{\alpha} + \sum_{j=0}^{p_1^*-1} \hat{\beta}_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2^*-1} \hat{\delta}_j x_{t-j}$, p_1^* , p_2^* inteiros $\in [1,4]$. As ordens de defasamento (p_1^* e p_2^*) são determinadas recorrendo ao critério AIC e os coeficientes são estimados por OLS.
- **Modelo de regressão direto com ou sem defasamentos:** $\hat{y}_{t+h|t} = \hat{\alpha} + \sum_{i=0}^{p-1} \hat{\beta}_i x_{t-i}$. Para a obtenção dos resultados, foi considerado o caso em que a ordem de defasamentos é fixa ($p=2$) e a alter-

5 Ver Akaike (1974).

nativa em que a ordem de desfasamentos é determinada pelo critério AIC (p inteiro $\in [1,4]$). Os coeficientes são estimados por OLS.

- **Filtro univariado e multivariado low-pass:** Seguindo o argumento apresentado em Valle e Azevedo e Pereira (2012), utilizamos este método quando é útil prever apenas as baixas frequências de y_t ($w_t = B(L)y_t$, onde $B(L)$ é um filtro que elimina as flutuações com período inferior a 32 trimestres, como é típico em estudos do ciclo económico). Assim, estaremos a considerar como previsões dos retornos agregados, as previsões das baixas frequências dos mesmos. Dado que a amostra disponível é finita ($\{y_t\}_{t=1}^T$) e admitindo que temos disponíveis C séries de regressores (z_1, \dots, z_c), podemos aproximar as baixas frequências de y_t (isto é, podemos aproximar w_t) através de uma soma ponderada dos elementos de y_t e de z_1, \dots, z_c :

$$\hat{w}_t = \sum_{j=-f}^p \hat{B}_j^{p,f} y_{t-j} + \sum_{s=1}^c \sum_{j=-f}^p \hat{R}_{s,j}^{p,f} z_{s,t-j} \quad (2)$$

p e f denotam o número de observações no passado e no futuro, respetivamente, que são consideradas. Os coeficientes são estimados resolvendo um problema de minimização⁶. Para extrair o sinal $w_{t+h} = B(L)y_{t+h}$, $h > 0$, devemos fixar $f = -h$ na solução do referido problema (garantimos assim que apenas é utilizada a informação disponível até ao momento t). Obtemos o filtro univariado se excluirmos de (2) o conjunto de regressores z_1, \dots, z_c .

4.3 Avaliação das Previsões

Como medida de avaliação das previsões obtidas utilizando os diferentes modelos, utilizamos o rácio entre o erro quadrático médio de previsão do modelo concorrente e o do *benchmark* (*Rácio – EQMP*). Quando este rácio é inferior a 1, o modelo concorrente produz melhores previsões (segundo o critério mencionado) do que o modelo de referência (média histórica).

Apresentamos também uma análise gráfica que permite avaliar o desempenho relativo dos modelos de previsão ao longo da amostra. Como proposto em Goyal e Welch (2003), representamos graficamente a diferença entre os erros de previsão ao quadrado acumulados do modelo de referência e os erros de previsão ao quadrado acumulados do modelo concorrente (daqui por diante, referir-nos-emos a esta diferença como *Net – SSE*). Sempre que esta diferença é positiva, o modelo concorrente supera o modelo de referência na amostra compreendida entre a primeira previsão e a data representada no eixo das abcissas.

4.4 Testes Out-of-Sample

Para avaliar a significância estatística dos resultados obtidos, recorreremos a dois tipos de testes: um *equal accuracy test* e um *forecast encompassing test*.

O *equal accuracy test* permite-nos testar se o *Rácio – EQMP* é estatisticamente igual a 1, contra a alternativa de que as previsões geradas pelo modelo concorrente são melhores (têm um *EQMP* menor). Para realizar o teste utilizamos as estatísticas *modified MSFE – t* e *MSFE – F* (ver Diebold e Mariano, 1995; Harvey *et al.* 1997, 1998 e McCracken, 2007). Uma vez que, com exceção do filtro multivariado, todos os modelos utilizados são *nested*, os valores críticos para estas estatísticas foram gerados por simulação^{7, 8}.

6 Explicações mais detalhadas sobre o filtro multivariado podem ser encontradas em Valle e Azevedo (2011) e Valle e Azevedo e Pereira (2012).

7 Dois modelos dizem-se *nested* se existir um conjunto de regressores comum entre eles (ver Clark e McCracken, 2005). No nosso caso, isso acontece devido à presença do regressor constante na maioria dos modelos.

8 O procedimento de *bootstrap* utilizado foi construído com base nos métodos apresentados por Kilian (1999) e Mark (1995).

De acordo com Harvey *et al.* (1997), dizemos que um conjunto de previsões incorpora (*encompasses*) um conjunto de previsões concorrente, se este último não contribuir para uma redução estatisticamente significativa no *EQMP* quando combinado com o conjunto de previsões original. Um *forecast encompassing test* permite avaliar se um conjunto de previsões geradas por um modelo mais simples incorpora toda a informação útil contida num outro conjunto de previsões geradas por um modelo concorrente. Aplicando este conceito ao nosso estudo, se as previsões que resultam da média histórica incorporam as previsões produzidas pelo modelo que utiliza o *valuation ratio*, então a variável financeira considerada não contém informação adicional útil para prever os retornos agregados. As estatísticas de teste empregadas, *modified ENC-t* e *ENC-F*, resultam de uma adaptação a este problema da estatística de teste sugerida por Diebold e Mariano (1995). Uma vez mais, dado que as estatísticas de teste utilizadas não apresentam uma distribuição *standard*, os valores críticos foram gerados utilizando um procedimento de *bootstrap*.

5. Resultados empíricos

Nesta secção, discutimos os principais resultados obtidos com a metodologia descrita anteriormente.

Mercado de ações:

Analisando o quadro 2, concluímos que apenas o modelo de regressão direto gera previsões que conseguem superar o *benchmark*, para todos os horizontes de previsão. Os respetivos *Rácios-EQMP* são estatisticamente inferiores a 1 considerando os níveis de significância convencionais, o que significa que as previsões produzidas pelo modelo concorrente têm maior poder preditivo do que as geradas pela média histórica. Adicionalmente verificamos que os *Rácios-EQMP* diminuem com o horizonte de previsão, ou seja, a capacidade do rácio dividendo-preço para prever os retornos agregados melhora à medida que consideramos horizontes de previsão mais longos. Estes resultados são consistentes com os resultados apresentados na secção 3, onde notámos que a previsibilidade *in-sample* aumenta com o horizonte de previsão.

O filtro univariado não supera o modelo de referência para nenhum dos horizontes. Contudo o filtro multivariado apresenta *Rácios-EQMP* inferiores a 1 para $h=20$ e $h=24$ (apesar de não serem estatisticamente diferentes de 1 quando utilizamos a estatística *modified MSFE-t* para aplicar o teste).

Conclusões semelhantes podem ser retiradas quando analisamos os resultados do *forecast encompassing test* (Quadro 3). Em particular, quando utilizamos a estatística *ENC-F* para realizar o teste, encontramos evidência estatística para rejeitar a hipótese nula (de que as previsões geradas pela média histórica incorporam (*encompass*) aquelas produzidas pelo modelo de regressão direto) para um nível de significância de 5%.

Quadro 2

RÁCIOS-EQMP E RESULTADOS DO EQUAL ACCURACY TEST PARA O MERCADO DE AÇÕES

Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo de regressão direto ($p=0$)	0,988*	0,984**	0,976**	0,987*	0,969***	0,909***	0,883***	0,883***
Modelo de regressão direto ($p=2$)	0,991	1 001	0,999	1 008	0,996	0,946	0,934	0,934
Modelo de regressão direto ($p_{max}=4$)	1 001	1 005	1 006	1 011	1 009	0,985	0,977	0,977
Filtro multivariado								
sem regressores	1 028	1 122	1 140	1 168	1 230	1 152	1 099	1 099
com o rácio dividendo-preço	1 020	1 082	1 070	1 080	1 140	1 034	0,983	0,983

Fonte: Cálculos da autora.

Notas: Para o modelo de regressão direto, que é um modelo *nested*, utilizou-se a estatística de teste *MSFE-F* e valores críticos gerados por *bootstrap*; para o Filtro Multivariado (modelo *non-nested*), a estatística de teste utilizada foi a *modified MSFE-t* e consideram-se os valores críticos da distribuição *t-Student* com $(N-1)$ graus de liberdade (N é o número de erros de previsão; ver Clark and McCracken, 2001 e McCracken, 2007). As previsões foram geradas para o período 1985:T1-2010:T2. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

Quadro 3

RESULTADOS DO FORECAST ENCOMPASSING TEST PARA O MERCADO DE AÇÕES								
Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo de regressão direto ($p=0$)								
<i>ENC-F</i>	0,813	2,224**	1,870**	0,471	-0,361	2,615***	4,375***	5,892***

Fonte: Cálculos da autora.

Notas: O teste utilizado assume que as previsões podem ser viesadas e ineficientes (caso mais geral). Os valores críticos foram gerados por *bootstrap*. As previsões foram geradas para o período 1985:T1-2010:T2. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

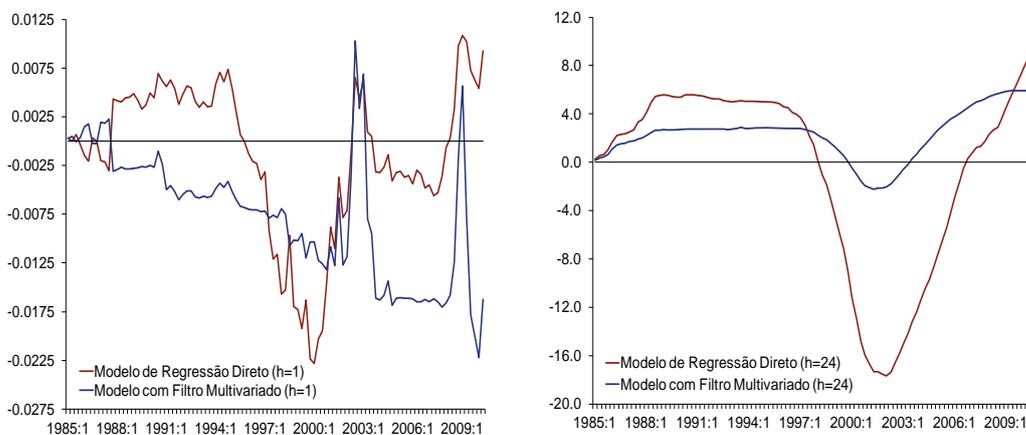
Analisaremos agora os gráficos que exibem a diferença entre os erros de previsão ao quadrado acumulados (desde 1985:T1 até a data no eixo das abcissas) do modelo de referência (média histórica) e os erros de previsão ao quadrado acumulados (desde 1985:T1 até a data no eixo das abcissas) do modelo concorrente, para um dado horizonte de previsão. Um valor positivo significa que as previsões do modelo concorrente superaram as do modelo de referência; um declive positivo indica que o modelo concorrente teve, num dado trimestre, um erro de previsão menor do que o modelo da média histórica.

No gráfico 1 estão traçadas as referidas curvas para $h=1$ e $h=24$, tendo-se como modelos concorrentes o modelo de regressão direto (sem desfasamentos) e o filtro multivariado (que utiliza o rácio dividendo-preço). Considerando o horizonte de previsão mais curto (um trimestre), notamos que a curva que corresponde ao modelo de regressão direto exibe um padrão volátil. Este modelo teve um bom desempenho durante os períodos 1987:T4 – 1995:T4, 2002:T2 – 2003:T3 e 2008:T2 – 2010:T2 e manifestou o seu pior desempenho deste 1997:T3 até 2001:T1 (embora comece a recuperar – a curva apresenta uma inclinação positiva – a partir de 2000:T1). Para $h=1$, o filtro multivariado exibe, de forma consistente, um desempenho pior do que do modelo de regressão direto.

Para horizontes de previsão longos ($h=24$, ver Gráfico 1), as curvas são mais alisadas e podemos identificar três períodos distintos (estes tornam-se mais evidentes à medida que o horizonte de previsão aumenta): um período inicial, em que as previsões produzidas pelos modelos concorrentes têm um melhor desempenho, um período intermédio, em que os modelos têm um desempenho negativo e um período final de recuperação. É relevante salientar que este período final poderá ser o responsável pelos bons resultados *out-of-sample*, implicando que as previsões geradas pelo modelo de regressão direto não superem as do *benchmark* caso as últimas observações da amostra sejam eliminadas.

Gráfico 1

DIFERENÇA ENTRE OS SSE ACUMULADOS CONSIDERANDO DOIS MODELOS CONCORRENTES, PARA H=1 E H=24.



Fonte: Cálculos da autora.

Por último, consideramos interessante apresentar um gráfico (Gráfico 2) que inclui simultaneamente a curva do *Net-SSE* (selecionamos o modelo concorrente que contém como único regressor o rácio dividendo-preço – modelo de regressão direto sem defasamentos) e a curva de um índice de preços (para o mercado de ações, optamos pelo índice *SP500*). Com este exercício, pretende-se salientar como as curvas estão relacionadas e discutir os motivos que explicam esta relação.

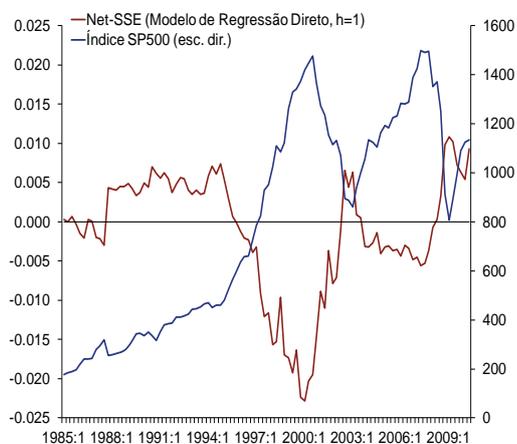
O ponto fundamental a acentuar é o facto de as curvas apresentarem um comportamento simétrico: os picos no índice *SP500* correspondem às cavas na curva do *Net-SSE*. Isto significa que o modelo que utiliza o rácio dividendo-preço produz previsões menos precisas para um período em que o preço das ações está a aumentar, enquanto que o seu melhor desempenho está associado ao período em que se verifica uma queda nos preços. Notamos este fenómeno quando analisamos, por exemplo, o período de exuberância relacionado com as *Dot-com*, no final dos anos noventa. No período *pré-crash*, o índice *SP500* aumenta e o *Net-SSE* decresce (a média histórica é um melhor predictor do que o modelo de regressão direto). Todavia, após a queda dos preços, identificamos um comportamento contrário: as previsões geradas através do modelo de regressão direto estão mais próximas do valor observado (a curva do *Net-SSE* tem uma inclinação positiva). Como se explica esta relação? Retomando a discussão introdutória — rácios dividendo-preço baixos sinalizam retornos futuros baixos — podemos deduzir que quando se verifica um aumento dos preços, em relação aos dividendos, poder-se-á esperar uma diminuição dos retornos nos períodos seguintes. Assim, compreende-se que quando os preços aumentam (e os dividendos permanecem estáveis), o nosso modelo, que está a prever uma queda nos retornos, apresente um pior desempenho. Isto traduz-se numa inclinação negativa na curva do *Net-SSE* e, simultaneamente, numa inclinação positiva na curva do *SP500*. No período *pós-crash*, os retornos diminuem abruptamente. Nesta altura, o modelo concorrente produz boas previsões (relativamente às previsões que resultam da média histórica) e, portanto, a inclinação do *Net-SSE* é positiva (enquanto a do *SP500* é negativa)⁹.

Mercado imobiliário:

Para horizontes de previsão inferiores a 3 anos (12 trimestres), verificamos que todos os modelos concorrentes produzem melhores previsões do que o modelo de referência. Contudo, e mais importante, para horizontes mais longos (superiores a 3 anos), apenas os modelos que contêm o rácio renda-preço

Gráfico 2

CONFRONTO ENTRE O NET-SSE (H=1) E O ÍNDICE SP500



Fontes: Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) e cálculos da autora.

9 Repetimos este exercício para o mercado imobiliário e as conclusões foram semelhantes.

exibem *Rácios – EQMP* inferiores a 1 (Quadro 4). Em particular, o *Rácio – EQMP* entre o modelo de regressão direto e o modelo de referência diminui à medida que o horizonte de previsão aumenta, sendo que todos os valores são estatisticamente inferiores a 1, considerando um nível de significância de 1%. Comparando com os resultados obtidos na secção 3, constatamos que o padrão de previsibilidade identificado *in-sample* para o mercado imobiliário, se mantém *out-of-sample*.

O quadro 5 apresenta os resultados obtidos aplicando um *forecast encompassing test* aos diferentes conjuntos de previsões. Estes permitem concluir que as previsões que resultam da média histórica nunca incorporam as previsões geradas pelo modelo de regressão direto (ou seja, a hipótese nula é sempre rejeitada para um nível de significância de 1%).

O gráfico 3 contém as curvas do *Net – SSE* (para $h=1, 12, 18$ e 24), considerando três modelos concorrentes e os dados de Case-Shiller-Weiss. O modelo de regressão direto apresenta uma performance menos razoável de 1998:T1 a 2006:T4, por outro lado tem um desempenho bastante satisfatório a partir de 2007:T1 (considerando $h=1$). Os outros dois modelos apresentam um ótimo desempenho a partir de 2006:T1 (antes disso, o *Net – SSE* é quase nulo para ambos os modelos). Quando consideramos um horizonte de previsão de 12 trimestres, os modelos concorrentes apenas superam o modelo de referência a partir de 2008:T1 (aproximadamente) e os modelos que incluem o rácio renda-preço começam a exibir um melhor desempenho do que o modelo que contém apenas a componente autorregressiva. Este padrão é óbvio quando analisamos os horizontes de previsão de 18 e 24 trimestres, onde a diferença entre os *SSE* acumulados do *benchmark* e os do modelo autorregressivo é constantemente negativa. A partir de 2008:T1, a curva do modelo de regressão direto cresce quase exponencialmente, evidenciando o poder preditivo do rácio renda-preço. Uma vez mais, é relevante salientar a importância das observações correspondentes ao final da amostra para os bons resultados *out-of-sample*.

Quadro 4

RÁCIOS-EQMP E RESULTADOS DO EQUAL ACCURACY TEST PARA O MERCADO IMOBILIÁRIO

Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo AR Direto ($p=2$)	0,453	0,358	0,448	0,572	0,864	1 024	1 085	1 085
Modelo AR Aumentado ($p_{max}=4$)	0,342	0,315	0,344	0,414	0,561	0,401	0,373	0,373
Modelo de regressão direto ($p=0$)	0,785***	0,738***	0,724***	0,697***	0,579***	0,417***	0,401***	0,401***
Modelo de regressão direto ($p=2$)	0,466	0,465	0,397	0,488	0,559	0,409	0,386	0,386
Filtro multivariado								
sem regressores	0,554**	0,602	0,684	0,794	0,945	1 025	1 038	1 038
com o rácio dividendo-preço	0,541**	0,553	0,627	0,716	0,824	0,829	0,827	0,827

Fonte: Cálculos da autora.

Notas: Ver tabela II. As previsões foram geradas para o período 1998:T1-2010:T1. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

Quadro 5

RESULTADOS DO FORECAST ENCOMPASSING TEST PARA O MERCADO IMOBILIÁRIO.

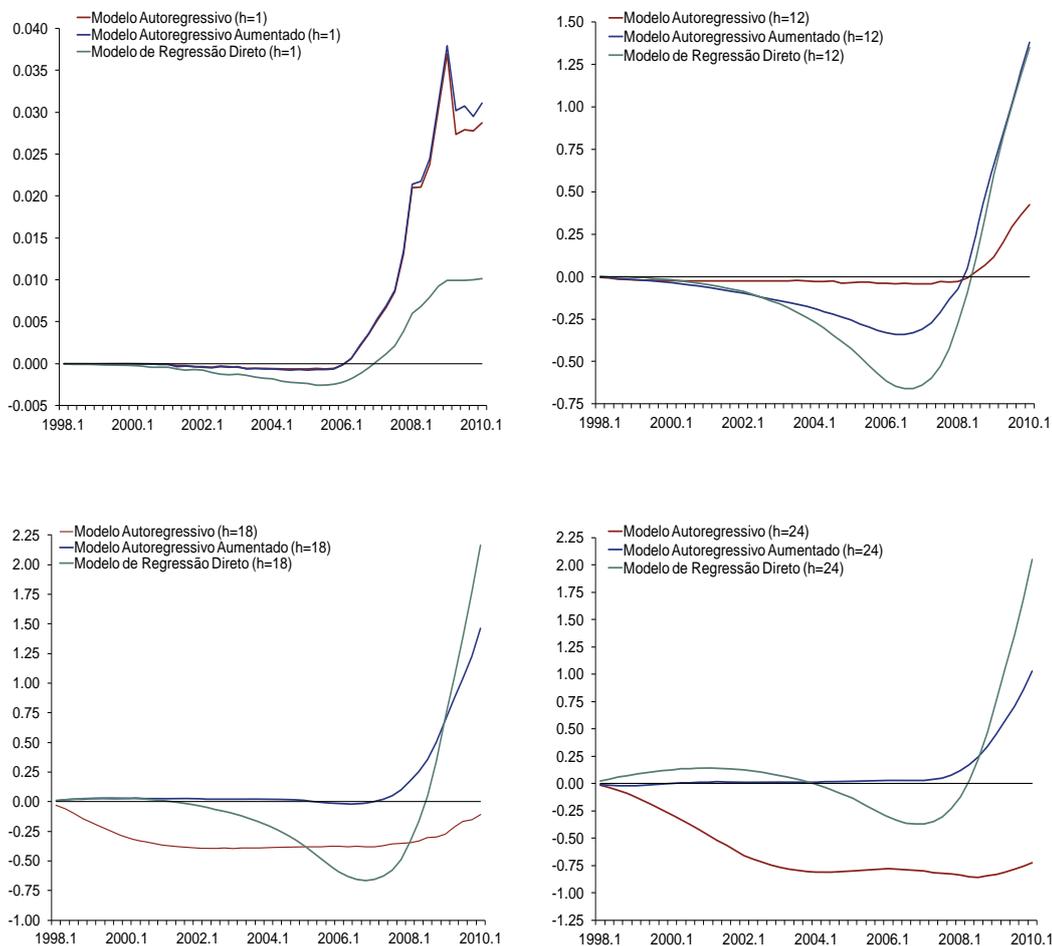
Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo de regressão direto	3,248***	3,055***	2,492***	3,620***	11,272***	28,392***	27,639***	20,581***
Filtro multivariado								
com rácio renda-preço	3,715***	2,053**	1,696**	1,607*	1,441*	1 212	1 160	1 101

Fonte: Cálculos da autora.

Notas: Ver tabela III. As previsões foram geradas para o período 1998:T1-2010:T1. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

Gráfico 3

DIFERENÇA ENTRE OS SSE ACUMULADOS CONSIDERANDO TRÊS MODELOS CONCORRENTES, PARA H=1,12,18 E 24



Fonte: Cálculos da autora.

6. Conclusão

Com este estudo, verificámos que o conhecido padrão de previsibilidade *in-sample* dos retornos (utilizando *valuation ratios*) se verifica *out-of-sample* no mercado de ações e, especialmente, no mercado imobiliário. No caso do mercado de ações, mostramos que um simples modelo de regressão que inclui um *valuation ratio* supera o *benchmark* (que representa a hipótese de não previsibilidade dos retornos), para todos os horizontes de previsão considerados. Adicionalmente, notamos que a capacidade do rácio dividendo-preço para prever os retornos agregados é maior para horizontes mais longos. Para o mercado imobiliário, todos os modelos que contêm o rácio rendas-preço exibem, de forma consistente, *Rácios – EQMP* inferiores a 1 para todos os horizontes.

A dependência da amostra (relevo das últimas observações para os resultados *out-of sample*) identificada para os dois mercados merece mais atenção. Seria interessante investigar esta questão em detalhe, analisando a estabilidade da função de previsão em conjunto com eventos específicos que afetem estes mercados ou, de forma mais generalizada, a economia dos EUA.

A análise apresentada poderá ser estendida a outros mercados (por exemplo, para o mercado de obrigações e de bilhetes do tesouro), dado existirem relativamente poucos estudos sobre a previsão *out-of-sample* de retornos nestes mercados. Poder-se-á ainda reproduzir este estudo utilizando dados para mercados europeus, tendo em vista a criação de indicadores de sobrevalorização nestes mercados.

Referências

- Akaike, H. (1974), "A new look at the statistical model identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716–723.
- Calhoun, C. (1996), "OFHEO house price indices: HPI technical description", *Office of Federal Housing Enterprise Oversight*.
- Campbell, J. Y. e R. J. Shiller (1991), "Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view", *Review of Economic Studies*, 58, 495–514.
- Campbell, J. Y. e S. B. Thompson (2008), "Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average?", *Review of Financial Studies*, 21, 1509–1531.
- Case, K. E. e R. J. Shiller (1990), "Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market", *Real Estate Economics*, 18, 253–273.
- Clark, T. E. e M. W. McCracken (2001), "Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models", *Journal of Econometrics*, 105, 85–110.
- Clark, T. E. e M. W. McCracken (2005), "Evaluating direct multi-step forecasts", *Econometric Reviews*, 24, 369–404.
- Cochrane, J. (2011), "Presidential address: Discount Rates", *Journal of Finance*, 66, 1047–1108.
- Diebold, F. X. e R. S. Mariano (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Fama, E. F. (1984), "Forward and spot exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, 319–338.
- Fama, E. F. (1986), "Term premiums and default premiums in money markets", *Journal of Financial Economics*, 17, 175–196.
- Fama, E. F. e R. R. Bliss (1987), "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review*, 77, 680–692.
- Fama, E. F. e K. R. French (1988), "Dividend yields and expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, 22, 3–25.
- Fama, E. F. e K. R. French (1989), "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, 23–49.
- Gourinchas, P. e H. Rey (2007), "International financial adjustment", *Journal of Political Economy*, 115, 665–703.
- Goyal, A. e I. Welch (2003), "Predicting the equity premium with dividend ratios", *Management Science*, 49, 639–654.
- Goyal, A. e I. Welch (2008), "A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Predictions", *Review of Financial Studies*, 21, 1455–1508.
- Hansen, L. P. e R. J. Hodrick (1980), "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis", *Journal of Political Economy*, 88, 829–853.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. e P. Newbold (1997), "Testing the equality of prediction mean squared errors", *International Journal of Forecasting*, 13, 281–291.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. e P. Newbold (1998), "Tests for forecast encompassing", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 254–259.
- Kilian, L. (1999), "Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions?", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 491–510.

- Lettau, M. e S. C. Ludvigson (2001), "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 56, 815-849.
- Mark, N. C. (1995), "Exchange rates and fundamentals: evidence on long-horizon predictability", *American Economic Review*, 85(1), 201-218.
- McCracken, M. W. (2007), "Asymptotics for Out of Sample Tests of Granger Causality", *Journal of Econometrics*, 140, 719-752.
- Newey, W. K. e K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- Piazzesi, M. e E. Swanson (2008), "Futures prices as risk-adjusted forecasts of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, 55, 677-691.
- Plazzi, A., Torous, W. e R. Valkanov (2010), "Expected Returns and the Expected Growth in Rents of Commercial Real Estate", *Review of Financial Studies*, 23(9), 3469-3519.
- Rapach, D., Strauss, J. e G. Zhou (2010), "Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy.", *Review of Financial Studies*, 23(2), 821-862.
- Rapach, D. e M. Wohar (2006), "In-Sample vs. Out-of-Sample Tests of Stock Return Predictability in the Context of Data Mining", *Journal of Empirical Finance*, 13, 231-247.
- Richardson, M. e J. H. Stock (1989), "Drawing inferences from statistics based on multiyear asset returns", *Journal of Financial Economics*, 25, 323-348.
- Stambaugh, R. F. (1986), "Biases in regressions with lagged stochastic regressors", Graduate School of Business, University of Chicago, *Working Paper 156*.
- Stambaugh, R. F. (1999), "Predictive regressions", *Journal of Financial Economics*, 54, 375-421.
- Valle e Azevedo, J. (2011), "A Multivariate Band-Pass filter for Economic Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society (C)*, 60(1), 1-30.
- Valle e Azevedo, J. e A. Pereira (2010), "Forecasting Inflation (and the Business Cycle?) with Monetary Aggregates", Banco de Portugal, *Working Paper 24-2010*.