

XV COBREAP - CONGRESSO BRASILEIRO DE ENGENHARIA DE AVALIAÇÕES E PERÍCIAS - IBAPE/SP – 2009

NATUREZA DO TRABALHO: TRABALHO DE AVALIAÇÃO

RESUMO: o presente trabalho visa, através de estudo de caso, aprimorar a metodologia de apoio à tomada de decisão quanto a rápida absorção de unidades de empreendimentos residenciais pelo mercado imobiliário. Diversos fatores influenciam na velocidade de vendas de imóveis, e as variáveis normalmente analisadas referem-se a características mensuráveis, relacionadas à área construída, padrão de acabamento, localização, entre outras. Não são normalmente analisadas características intangíveis, mas que sem dúvida influenciam na velocidade de sua absorção pelo mercado: percentual do valor do empreendimento investido em marketing/propaganda, saturação de demanda em relação à tipologia proposta, tempo de existência da construtora no mercado imobiliário, para citar somente algumas. O estudo proposto objetiva minimizar esta distorção, no intuito de contribuir para o aprimoramento desta análise, de suma importância para o profissional avaliador ao analisar a viabilidade econômica de um empreendimento, do incorporador na tomada de decisão sobre edificá-lo ou não e da instituição financeira, na avaliação do risco de crédito para financiar sua construção.

Palavras – chave: Índice de velocidade de vendas; Modelos de regressão de dados em painel; Dados em painel; Velocidade de venda de imóveis; Estimação de efeitos fixos.

EXPOSIÇÃO

1. INTRODUÇÃO

Importante aliado do incorporador/investidor no processo decisório, o profissional avaliador enfrenta, atualmente, um complexo desafio: o da análise da velocidade de vendas de empreendimentos, num cenário mundial globalizado e com expectativa de recessão. As oscilações muitas vezes abruptas da economia mundial, como a crise imobiliária americana, a partir de 2007 nos Estados Unidos, com reflexo sequencial nos mercados imobiliários de muitos países, inclusive o Brasil, e com indicativo de recessão nas economias mundiais, levam o incorporador/investidor a redobrar a cautela antes de investir ou incorporar.

A fase de desaceleração na economia mundial, devido não somente a recessão norte-americana, mas também a alta da inflação nas economias da Europa, Ásia e China, provocam ajustes de câmbio, taxas de juros e despesas públicas, reduzindo o poder de compra dos países ricos. Em uma economia globalizada, o reflexo nos países emergentes -- caso do Brasil, da Argentina, da Índia e de outros -- é a queda dos preços das mercadorias com cotação internacional, como soja, milho e minérios. Exatamente onde reside a maior força das exportações brasileiras.

Os primeiros efeitos da crise financeira mundial começaram a ser sentidos no Brasil a partir de novembro de 2008. Um dos principais afetados foi o mercado da construção civil: as vendas de imóveis residenciais novos em Curitiba caíram 20% no mês de dezembro de 2008, em relação ao mês de novembro, conforme informações do Sindicato da Indústria da Construção Civil – Regional Curitiba (SINDUSCON/PR). Este decréscimo destoava do cenário de pujança verificado durante todo o ano de 2008, com crescimento do número de ofertas de imóveis, do número de imóveis comercializados e elevação significativa dos preços em relação aos anos anteriores.

Publicações especializadas em análise de mercados apontaram, no início de 2009, em face de queda das vendas de imóveis e desaceleração da economia brasileira, a tendência das incorporadoras de rever o fluxo de novos lançamentos e conseqüentemente a compra de novos terrenos para incorporação, vender suas ações na bolsa para se capitalizar e desmobilizar o capital investido em terrenos já adquiridos, mas que não será objeto de incorporação imediata, aguardando a oferta se ajustar a demanda.

Neste cenário incerto, é fundamental a assessoria do profissional avaliador, através das ferramentas de análise de investimentos e de viabilidade técnica de empreendimentos, para subsidiar a tomada de decisão empresarial.

Um dos itens cruciais numa análise de viabilidade de empreendimento, certamente, é o índice de Velocidade de Venda de Imóveis (IVV). Seu cálculo é feito mediante a relação entre o número de ofertas disponíveis e o número de vendas efetuadas dentro de um período em estudo. Tal índice reflete o grau de atratividade do produto (imóvel) pelos clientes (mercado).

Para o profissional avaliador, a determinação do IVV compatível com o mercado é necessária para aplicar o Método Involutivo (Item 8.2.2 da NBR14653-2), o Método da Renda (item 8.2.3 da NBR14653-2) ou o Método Evolutivo (item 8.2.4 da NBR14653-2), bem como nos estudos de viabilidade técnico econômica de empreendimentos como: loteamentos, condomínios

horizontais, verticais, lojas, conjuntos comerciais, entre outros (Avaliação de Bens-Empreendimentos da NBR14653-4) e na análise de valor de liquidação forçada de empreendimentos (item 11.5 da NBR14653-2).

Outras aplicabilidades da análise do IVV se referem ao estudo das variáveis que influenciam no seu aumento ou diminuição num determinado período, e o grau de importância de cada uma delas na sua formação e variação, com o objetivo de projetar empreendimentos com características que acelerem a velocidade da venda das unidades. Diagnósticos futuros do comportamento de mercado por tipologia também podem ser traçados com base numa série histórica de IVV, com foco no estudo de viabilidade de empreendimentos a serem propostos.

Para que uma empresa de incorporação imobiliária possa avaliar o desempenho de suas vendas e decidir sobre a incorporação de novos empreendimentos, é fundamental o acompanhamento, mês a mês, da evolução ou retração do IVV – os SINDUSCONS divulgam mensalmente estes índices, calculados por amostragem regionalmente.

O IVV é, atualmente, um dos fatores preponderantes para a tomada de decisão sobre edificar ou não um empreendimento, seja residencial ou comercial, pois é parte importante do fluxo de caixa de um empreendimento e mal definido, levará certamente a decisão equivocada, muitas vezes custando a saúde financeira da empresa incorporadora. A correta determinação deste índice auxilia, inclusive, na definição do melhor empreendimento a ser edificado numa determinada época, num determinado local, com relação à melhor tipologia, padrão, localização, o valor máximo que pode ser pago na aquisição do terreno para o empreendimento, enfim, na definição das características que um imóvel deve possuir para ser rapidamente absorvido no mercado imobiliário, possibilitando ao incorporador maximizar lucro, minimizar custo e conseqüentemente, reduzir o risco inerente a qualquer operação.

Para as instituições financeiras, o IVV é importante instrumento decisório quanto à análise de risco de crédito na concessão financiamento de um empreendimento imobiliário, sendo indicativo do risco da operação.

Face o exposto, o objetivo do presente trabalho é o aprimoramento da metodologia de cálculo do índice de velocidade de vendas de imóveis, ampliando o leque de variáveis analisadas. As variáveis usualmente testadas referem-se a características mensuráveis de um imóvel, ou variáveis de controle, como por exemplo, a área construída total, a área construída privativa, número de dormitórios, número de banheiros, padrão de acabamento, localização, número de vagas de garagem, existência de equipamentos de lazer privativos na unidade com churrasqueira e lareira, áreas de lazer comuns equipadas, quadra poli esportiva, piscina, salão de festas, academia, entre outros diferenciais.

A análise do IVV de um empreendimento feita desta forma nos parece demasiado simplista, pois existe certamente uma gama de variáveis intangíveis que não são normalmente analisadas e que indubitavelmente influenciam na velocidade de absorção de um imóvel no mercado: percentual do valor do empreendimento investido em marketing/propaganda, saturação de demanda em relação à tipologia proposta, tempo de existência da construtora no mercado imobiliário, para citar somente algumas.

O estudo proposto, cujo desenvolvimento é explicitado a seguir, tem como objetivo minimizar esta distorção, buscando a inserção destas variáveis

ou sua condensação em uma ou mais variáveis, no intuito de contribuir para o aprimoramento do cálculo do IVV, de suma importância para os principais atores deste mercado: profissionais avaliadores, os incorporadores imobiliários e as instituições financeiras.

2. DESENVOLVIMENTO E FUNDAMENTAÇÃO

A utilização de modelos de regressão linear múltipla já está plenamente difundida entre os profissionais ligados a engenharia de avaliações no Brasil. É uma ferramenta poderosa para a análise do efeito das variáveis independentes sobre a variável dependente, quando temos uma quantidade de dados relativamente grande.

O modelo de regressão linear múltipla clássica (MRLMC) com k variáveis independentes pode ser escrito através da equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, \quad i = 1, \dots, m$$

(1)

Onde o subscrito i indica a i -ésima das “ m ” observações que compõe a população, sendo que Y_i corresponde a variável dependente e as variáveis X_k representam as variáveis independentes. O termo u_i é o erro aleatório ou desvio da observação particular em relação à média na população que se assume possuir distribuição normal, média igual a zero e variância constante.

A equação (1) representa o modelo de regressão múltipla populacional quando são analisados k regressores (X_1 à X_k). O coeficiente β_0 é o intercepto e representa o valor esperado de Y quando todas as variáveis independentes X_s são iguais à zero.

Infelizmente, no estudo do comportamento do mercado imobiliário obter todas as informações sobre a população é demasiadamente oneroso e inviável. Assim os coeficientes β_0, \dots, β_k do modelo de regressão da população são desconhecidos, mas podem ser estimados através do **Método dos Mínimos Quadrados Ordinários** (MQO) obtidos através de uma amostra de dados aleatória extraída da população.

O modelo de regressão linear múltipla da amostra pode ser definido como:

$$Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} + \hat{u}_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

Onde o subscrito i indica a i -ésima das “ n ” observações que compõe a amostra, sendo que Y_i corresponde a variável dependente e as variáveis X_k representam as variáveis independentes. O termo \hat{u}_i é o erro aleatório amostral ou desvio da observação particular em relação à média amostral que também se assume possuir distribuição normal, média igual a zero e variância constante.

Portanto a equação (2) representa a equação de regressão linear múltipla amostral e os coeficientes $\hat{\beta}_0, \dots, \hat{\beta}_k$ são os estimadores dos β_0, \dots, β_k populacionais desconhecidos.

Se dentro do conjunto de dados coletados do fenômeno em estudo, não estão disponíveis informações suficientes sobre determinadas variáveis, estes efeitos não podem ser considerados na regressão. Nestes casos, Stock e Watson (2004) afirmam que os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) dos coeficientes da regressão poderiam apresentar viés de omissão de variáveis.

O viés de omissão de variáveis surge quando uma determinada variável além de determinar alterações na variável dependente (Y_i) está correlacionada

com um mais regressores (X_k 's) e não se encontra presente no modelo de regressão. Nestes casos, os coeficientes dos regressores podem encontrar-se viesados dos verdadeiros coeficientes populacionais, induzindo a conclusão também viesada a respeito da variável dependente populacional.

Assim, a construção de modelos de regressão linear múltipla para análise da velocidade de vendas de imóveis, mesmo em série temporal ou através de um conjunto de dados de corte transversal agrupado¹, tende a não apresentar explicitamente variáveis de difícil verificação e mensuração. Dentre as principais variáveis omitidas que podem interferir na velocidade de vendas de imóveis podemos listar: sazonalidade da demanda, crises econômicas internacionais, variações das taxas de juros praticadas pelos agentes financiadores, confiabilidade do mercado consumidor na empresa construtora, estratégias agressivas de comercialização, localização, apelo de marketing de vendas dentre outras, que por hipótese podem ser consideradas constantes ou não no período de vendas.

Como forma de eliminar o efeito do viés de variáveis omitidas, este trabalho propõe a utilização de um tipo bastante especial de dados, que permite o controle de maneira indireta, de variáveis não explicitadas no modelo de regressão, ou seja, sem observá-las diretamente. O tipo especial de dados que permite tal efeito é conhecido como Dados em Painel ou Dados Longitudinais.

O processo de organização de dados em painel ocorre quando cada tipologia do empreendimento (unidade de observação) é acompanhada em mais de dois períodos de tempo. A análise das variações da variável dependente, neste trabalho o IVV, ao longo do tempo permite a eliminação do efeito de viés que as variáveis omitidas podem ocasionar.

O modelo de regressão de dados em painel pode ser entendido como combinação de série temporal com dados de corte transversal, portanto, requer a repetição da observação das vendas ao longo do tempo de cada tipologia de imóvel para cada um dos empreendimentos da amostra. Múltiplas observações das mesmas unidades ao longo do tempo trazem muitas vantagens, como controlar as características não observáveis e que interferem na velocidade de vendas de cada um dos empreendimentos tomados como referência.

Em Baltagi (1995) encontra-se uma relação das principais vantagens dos dados em painel em relação aos dados de corte transversal ou em séries temporais:

1. Devido à combinação de séries temporais com dados de corte transversal, os dados em painel permitem maior informação, mais variabilidade e menor colinearidade entre as variáveis, mais graus de liberdade e mais eficiência.
2. Na análise do modelo de regressão de dados em painel, verificando apresentarem múltiplas observações da mesma tipologia de imóvel ao longo do tempo, considera-se que são mais adequados ao estudo da dinâmica da mudança.
3. Os dados em painel são capazes de detectar e mensurar efeitos melhor sobre a variável dependente do que quando as observações são feitas por corte transversal puro ou série temporal.

¹ Segundo Wooldrige (2006) dados de corte transversal agrupados são combinações de observações de diferentes entidades tomadas em diferentes instantes no tempo.

4. Os dados em painel permitem a análise de fenômenos mais complexos que afetam a velocidade de vendas de imóveis no mercado imobiliário. Por exemplo, alterações de demanda, modificação da estrutura e desempenho de mercado, modificações das condições econômicas nacionais e internacionais, mudanças tecnológicas podem ser melhor tratadas em dados em painel do que por dados em corte transversal ou séries temporais.

A tabela 1 abaixo ilustra um exemplo hipotético da forma de organização de dados em painel, para aplicação da metodologia proposta neste trabalho, onde as reticências significam a continuidade das informações sobre as variáveis ou dados.

Tabela 1: Exemplo de Conjunto de dados em Painel sobre IVV

Dado	Empreendimento	Endereço	Bairro	Nº unidades	Tipo	Área Priv (m ²)	Quartos	...	Data	IVV(%/mês)
1	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	30		80,75	3	...	100	12,5
2	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	30		80,75	3	...	101	9,85
3	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	30		80,75	3	...	102	7,5
4	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	30		80,75	3	...	103	8,26
...
...
...
25	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	25		72,58	2	...	100	13,25
26	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	25		72,58	2	...	103	12,75
27	Empr "A"	Rua A	Novo Mundo	25		72,58	2	...	104	10,82
...
...
...
356	Empr "M"	Rua F	Batel	40		110,85	4	...	96	8,63
358	Empr "M"	Rua F	Batel	40		110,85	4	...	97	7,59
359	Empr "M"	Rua F	Batel	40		110,85	4	...	98	7,12

Fonte: elaboração dos autores.

Existem muitas características importantes na forma de organização dos dados da tabela 1. A mais importante, que diferencia os dados de painel daqueles organizados em corte transversal, é o fato que cada tipologia de imóvel de cada empreendimento tem seus respectivos IVV acompanhados ao longo do tempo.

Cada empreendimento da tabela 1 foi identificado de "A" até "M", com diversas tipologias agrupadas. O empreendimento "A" possui duas tipologias de imóveis, uma com 30 unidades de três quartos com área privativa construída de 80,75m² e outra com 25 unidades de dois quartos e área construída privativa de 72,58m². Ambos apresentam o acompanhamento do IVV deste a data 100.

Os dados 1 a 4 indicam o IVV da tipologia de 3 quartos do Empreendimento "A" e os dados 25 à 27 representam o IVV da tipologia de imóvel com 2 quartos do mesmo Empreendimento "A". O processo de tabulação dos dados segue até o último empreendimento da base de dados que é o Empreendimento "M", totalizando neste exemplo a quantidade total de 359 dados. Portanto, a construção de base de dados em painel oferece a oportunidade de aumentar o tamanho da amostra e conseqüentemente se obterem estimadores de maior precisão e estatísticas de testes mais poderosas.

3. METODOLOGIA

3.1. Modelo de Regressão com Efeitos Fixos de Localização

Segundo Wooldridge (2006), múltiplas observações sobre as mesmas unidades nos permitem controlar certas características não observáveis e que interferem no IVV de cada tipologia. Em Stock & Watson (2004) podemos encontrar alguns exemplos de modelos de regressão com efeitos fixos, após algumas adaptações para uso no estudo do IVV do mercado imobiliário, consideremos a regressão da equação (3), onde a variável dependente Y_{it} é o IVV:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \beta_{k+1} Z_i + u_{it} \quad (3)$$

Onde: $i = 1, \dots, n$ = bairros onde se localiza o empreendimento;
 $t = 1, \dots, T$ = data da observação;
 $X_{k,it}$ é o valor dos k variáveis independentes analisadas;
 u_{it} = termo de erro ou resíduo;
 β_0 = intercepto;
 $\beta_1, \dots, \beta_{k+1}$ = parâmetros de declividade;

A notação utilizada em equações de regressão de dados em painel apresenta dois subscritos (i e t). O subscrito i indica o bairro onde se localiza o empreendimento e o subscrito t indica a data de observação da variável dependente. Na equação Z_i é uma variável não observada diretamente e que varia de um bairro para outro, mas não varia ao longo do tempo (por exemplo, Z_i pode representar as condições de infraestrutura da região, proximidade do bairro aos pólos atrativos da cidade, situação do bairro no contexto urbano, etc. Portanto o modelo representado pela equação 3 possui um intercepto (β_0) e queremos estimar os parâmetros $\beta_1, \dots, \beta_{k+1}$, ou seja, estimar os efeitos de X_k e Z_i sobre Y .

Como se pode entender Z_i varia de um bairro para outro, entretanto é constante ao longo do tempo, assim a interpretação deste modelo pode ser entendida como possuindo “ n ” interceptos, um para cada bairro. Para isto, seja $\alpha_i = \beta_0 + \beta_{k+1} Z_i$, desta forma a equação (3) pode ser escrita:

$$Y_{it} = \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \alpha_i + u_{it} \quad (4)$$

Na equação (4) o valor de $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ são os diferentes interceptos específicos para cada bairro existentes nos dados em painel. Esta equação é conhecida como **Modelo de Regressão com Efeitos Fixos (MREF)**, na qual $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ são os interceptos desconhecidos que devem ser estimados através da base de dados em painel, para cada um dos bairros existentes. A principal interpretação da equação 4 é que cada um dos diferentes bairros dos diversos empreendimentos pesquisados possuirá um intercepto α_i , mas os coeficientes de declividade β_k serão os mesmos para cada um dos bairros. Logicamente, a principal fonte da variação dos diferentes interceptos é a mudança da variável Z_i , que muda de um bairro para outro, mas permanece constante ao longo do tempo.

A melhor forma de permitir que o intercepto α_i varie de bairro para bairro é incorporando ao modelo de regressão de efeitos fixos, representado pela equação (4), um conjunto de variáveis binárias para representar individualmente cada bairro.

No caso da base de dados em painel possuir informações de IVV localizadas em “ n ” bairros diferentes, para evitar a armadilha da multicolinearidade perfeita, segundo Wooldridge (2006), é necessário

acrescentar à equação 4 uma quantidade de (n-1) variáveis binárias para captar todos os interceptos específicos para cada bairro.

No modelo de regressão utilizando variáveis binárias, considera-se que seja D_1 variável binária igual a 1 quando $i=1$ e zero caso contrário, seja D_2 , igual a 1 quando $i=2$ e zero caso contrário e assim por diante. Sabendo que devemos incluir no modelo (n-1) variáveis binárias omitindo, arbitrariamente, a variável D_1 a equação (4) pode ser escrita conforme segue:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \gamma_2 D_{2i} + \gamma_3 D_{3i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + u_{it} \quad (5)$$

Onde os coeficientes $\beta_1, \dots, \beta_k, \gamma_2, \dots, \gamma_n$ são desconhecidos na população e podem ser estimados através de um conjunto de dados em painel, obtidos através de amostra representativa extraída da população em estudo.

Neste trabalho, será apresentado um estudo empírico com dados de mercado reais, com o cálculo através do MQO do modelo (5), e outro no qual o conjunto de variáveis binárias de localização do bairro será substituído por variável tipo proxy referente à renda média das famílias de cada bairro onde se localizam cada um dos dados da amostra. Presume-se que a variável renda média guarda correlação com as qualidades de localização. Tal modificação permite que o modelo (5) possa ser escrito como segue:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \lambda Renda + u_{it} \quad (6)$$

Onde λ é o parâmetro, a ser estimado por MQO, que relaciona a variação da variável dependente quando varia a renda do bairro quando todas as demais variáveis permanecerem fixas (*ceteris paribus*)².

Em Stock & Watson (2004) os parâmetros dos modelos de regressão de efeitos fixos podem ser estimados através de MQO, desde que sejam atendidas as cinco hipóteses do modelo de regressão com efeitos fixos:

1. u_{it} possui uma média condicional igual a zero, **das** as variáveis independentes $X_{1,it}, X_{2,it}, \dots, X_{k,it}$ e α_i , isto é, $E(u_{it} | X_{1,it}, X_{2,it}, \dots, X_{k,it}, \alpha_i) = 0$;
2. $X_{1,it}, X_{2,it}, \dots, X_{k,it}, Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT}$, $i = 1, \dots, n$ são seleções independente e identicamente distribuídas (i.i.d) de sua distribuição conjunta, isto é, os dados foram selecionados por amostragem aleatória simples da população;
3. Não existem observações de $X_{1,it}, X_{2,it}, \dots, X_{k,it}, Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT}$ extremamente elevadas e fora do intervalo normal dos dados (outliers), ou seja, $(X_{1,it}, X_{2,it}, \dots, X_{k,it}, Y_{i1}, Y_{i2}, \dots, Y_{iT})$ possuem quartos momentos finitos e diferentes de zero³;
4. Não há presença de multicolinearidade perfeita;
5. Os erros u_{it} de efeitos fixos são não-correlacionados ao longo do tempo, ou seja, $cov(u_{it}, u_{is} | X_{1,it}, X_{2,it}, \dots, X_{k,it}, \alpha_i) = 0$ para $t \neq s$.

3.2 Modelos de Regressão com Efeitos Fixos Temporais e de Localização

² Segundo Wooldridge(2006) a noção “*ceteris paribus*” significa que outros fatores relevantes permanecem constantes, para se conhecer somente o efeito causal **das** variações em variáveis específicas sobre a variável dependente, quando as demais permanecem constantes.

³ Para mais esclarecimentos sobre a hipótese nº 3 consultar Stock, James H. e Watson, Mark W. “Econometria”. São Paulo: Addison Wesley, 2004 – p.73, 107, 200 e 201.

A utilização de um conjunto de variáveis binárias no modelo de regressão permite que seja minimizada a presença de problemas relacionados ao viés de variável omitida, devido a características não levadas em consideração, como as condições qualitativas de localização dos imóveis à venda nos empreendimentos localizados em diferentes bairros. Não obstante, ainda assim o modelo de regressão como especificado pode sofrer viés de variável omitida, em vista da ocorrência de oscilações das condições de mercado no tempo.

O mercado imobiliário é relativamente dinâmico e existem muitas variáveis que não são constantes no tempo e afetam de maneira contundente a velocidade em que os imóveis são comercializados. Dentre estas variáveis, é possível relacionar as mais importantes: aumento ou diminuição de demanda devido a sazonalidades do mercado, variação de taxas de juros nas operações de financiamento habitacional, saturação do mercado, alterações do volume de recursos financeiros destinados pelas instituições financeiras para os financiamentos imobiliários, choques e crises econômicas que afetam o comportamento do mercado, etc.

As variáveis apresentadas tendem a não apresentar comportamento constante ao longo do tempo e quando seus efeitos não são devidamente incluídos no modelo de regressão podem causar o viés de variável omitida. Uma maneira de eliminar o viés é incluindo no modelo efeitos temporais.

Desta forma, deve ser acrescida a variável S_t na equação (3) que representará os efeitos sobre a variável dependente relacionados às características que se alteram ao longo do tempo, mas que possui o mesmo valor para todos os bairros da amostra.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \beta_{k+1} Z_i + \beta_{k+2} S_t + u_{it} \quad (7)$$

Na equação (7) o termo $\beta_{k+2} S_t$ acrescenta os efeitos de todas as variáveis que variam ao longo do tempo e que afetam Y_{it} , se caso este efeito for negligenciado pode ocorrer viés de variável omitida na regressão obtida.

Para inserir no modelo de regressão de efeitos fixos, os efeitos temporais e de localização simultaneamente, pode-se substituir as variáveis Z_i e S_t por um conjunto de variáveis binárias para os cada um dos bairros e outro conjunto de variáveis binárias referente a cada um dos meses das observações coletadas. Para isto é necessário incluir no modelo de regressão $n-1$ variáveis binárias de bairro (onde n é número de bairros existente na amostra) e $T-1$ variáveis binárias temporais (onde T é quantidade de meses de observações existente na amostra), juntamente com o intercepto. Desta forma, pode-se escrever o modelo de efeitos fixos de localização e temporais através da equação abaixo:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \gamma_2 D_{2i} + \gamma_3 D_{3i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + \delta_2 M_{2t} + \dots + \delta_T M_{Tt} + u_{it} \quad (8)$$

Os parâmetros $\beta_1, \dots, \beta_k, \gamma_2, \dots, \gamma_n, \delta_2, \dots, \delta_T$ da equação (8) são desconhecidos na população, mas podem ser estimados através do MQO através de uma amostra estruturada em forma de dados em painel.

As variáveis binárias M_2, \dots, M_T indicam o mês referente à observação, sendo que $M_2 = 1$ se a observação ocorreu no segundo mês do período total da amostra e $M_2 = 0$ caso contrário, fazendo até o último mês de observação M_T . Por convenção, para evitar problemas com a multicolinearidade perfeita, costuma-se não incluir no modelo variável referente ao primeiro mês de

observação, neste caso não é necessário incluir na equação (8) o termo referente à M1.

Outra forma de incluir no modelo de regressão os efeitos temporais é acrescentar, ao invés de um conjunto de variáveis binárias, uma única variável referente a “data”, para definir a contemporaneidade dos dados, definindo o mês de referência, como exemplo: dados observados em Janeiro/2000 data = 1, Fevereiro/2000 data = 2 e assim sucessivamente.

Esta forma de especificação permite que a equação (8) seja escrita, considerando os efeitos das variáveis binárias de bairro (D_2, \dots, D_n), conforme segue:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \gamma_2 D_{2i} + \gamma_3 D_{3i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + \theta Data + u_{it} \quad (9)$$

A equação (9) possui o termo “ $\theta Data$ ” na qual o parâmetro θ denota o quanto a variável independente Y_{it} varia ao longo do tempo. Uma vantagem deste modelo representado pela equação (9) é a possibilidade de efetuar extrapolações nas estimativas para meses além daqueles observados, fato que o modelo representado pela equação (8) não permite devido a não existência de variável binária de tempo além do período T observado na amostra.

Devido à equação (9) apresentar um conjunto de variáveis binárias de localização (D_2, \dots, D_n) ocorre a dificuldade de efetuar estimativas para a variável dependente Y_{it} em bairros que não possuam dados pesquisados. Como forma alternativa para solucionar este problema é utilizar, no lugar das variáveis binárias de localização referentes aos bairros, a variável tipo proxy renda média do bairro, permitindo assim a utilização do modelo de regressão de dados em painel para se efetuar estimativas de velocidade de vendas de imóveis naqueles bairros onde não for possível coletar dados de mercado.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \lambda Renda + \theta Data + u_{it} \quad (10)$$

A equação (10) ilustra um modelo de regressão onde a variável proxy “Renda” determina os efeitos de localização e os efeitos temporais pela variável “Data”, sendo que a magnitude e forma que variações de localização e data ocasionam na variável dependente são dadas pelos sinais e coeficientes dos parâmetros λ e θ , respectivamente.

4. ESTUDO EMPÍRICO

Para demonstrar a forma de utilização da metodologia de modelos de regressão com efeitos fixos através de base de dados em painel, este trabalho nos itens a seguir, apresenta uma variedade de modelos estatísticos que podem ser determinados através de dados reais de mercado pesquisados e organizados pelos autores.

4.1 COLETA DOS DADOS

Foram coletadas junto aos construtores, empresários e incorporadores informações a respeito das características físicas de cinco empreendimentos localizados em 4 (quatro) bairros da capital paranaense e um bairro do município de Araucária na região metropolitana de Curitiba. Salienta-se que todos os empreendimentos a apresentam padrão de acabamento semelhante.

O período da pesquisa de mercado ocorreu desde o mês de dezembro/2007 até o mês de novembro/2008, sendo a amostra composta 226 dados analisados e que após diversas simulações, para detecção de pontos influenciadores ou outliers, restaram 176 com melhores condições de aproveitamento na determinação dos modelos de regressão.

Todo o conjunto de dados utilizados encontra-se apresentado nos anexos deste trabalho, sem identificação das fontes para preservar o sigilo das informações.

As variáveis relacionadas com as características físicas dos imóveis pesquisados são: área privativa construída, área de terraço, número de dormitórios, existência de suíte, existência de elevador, existência de playground, número de vagas de garagem, número de vagas de estacionamento, dentre outras.

Além das informações a respeito das características físicas dos imóveis, coletou-se a informação sobre o mês de lançamento do empreendimento e o histórico de vendas mês a mês de cada uma das tipologias, para viabilizar o processo de organização e tabulação dos dados.

4.2 CÁLCULO DA VARIÁVEL DEPENDENTE (IVV)

O processo de cálculo do Índice de Velocidade de Vendas é relativamente simples. O IVV apresenta como unidade o percentual médio de tipologias vendidas por empreendimento (%/Mês) desde a data de seu lançamento no mercado imobiliário.

Seja, portanto, a Velocidade Média de Vendas (VMV_t) a quantidade de unidades habitacionais (UH) vendidas acumuladas (VAC_t), de determinada tipologia de um empreendimento no tempo t , dividida pelo período de tempo decorrido deste a data t_0 do seu lançamento em meses até a data t referente coleta da informação (que pode ou não coincidir com o mês de final de vendas), podemos escrever a equação abaixo:

$$VMV_t = \frac{VAC_t}{\Delta t} = \frac{VAC_t}{t - t_0} \quad (11)$$

Onde:

VMV_t = velocidade média de vendas no tempo t , expressa em unidades habitacionais por mês (UH/mês);

VAC_t = total de UH vendidas acumuladas no mês t desde a data de lançamento do empreendimento expressa em unidades habitacionais (UH), ou seja, $VAC_t = VAC_{t-1} + Vendas_t$ ⁴;

t = data da coleta da informação;

t_0 = data de lançamento do empreendimento no mercado imobiliário;

$\Delta t = t - t_0$ = período de tempo decorrido deste a data de lançamento até a data t da pesquisa ou data t final das vendas, expressa em meses.

Após cálculo do VMV , para cada mês pesquisado, conhecendo-se o número total de unidades tipo ($Qtipos$) determina-se o IVV_t , através da equação abaixo:

$$IVV_t = \left(\frac{VMV_t}{Qtipos} \right) \cdot 100 \quad (12)$$

O resultado da equação (12) determina o Índice de velocidade de vendas (IVV_t), na data t , referente a uma tipologia de determinado

⁴ No primeiro mês as vendas acumuladas são iguais a vendas efetuadas ($VAC_1 = Vendas_1$).

empreendimento . Esta variável é expressa em termos de percentuais de UH mensais médios vendidos no tempo t.

Neste trabalho foi analisada a possibilidade de influência da variável estoque no IVV, ou seja, é possível verificar se a quantidade de UH estocadas apresenta impacto sobre a velocidade de vendas. Para isto foi calculado o estoque disponível para comercialização, no fim de cada um dos períodos t, através da aplicação da equação:

$$\text{Estoque}_t = \text{Estoque}_{t-1} - \text{Vendas}_t \quad (13)$$

Onde:

Estoque_t = Quantidade de UH disponíveis para venda no início do mês t de vendas;

Estoque_{t-1} = Quantidade de UH disponíveis para venda no início de mês imediatamente anterior a t;

Vendas_t = Quantidade de UH comercializadas no mês t;

Como forma de exemplificação a tabela (2) mostra um empreendimento de apartamentos, hipotético, composto por duas tipologias (A e B):

Tabela 2: Exemplo de Cálculo da variável IVV - empreendimento Hipotético

Tipologia (1)	Área Privativa (m²)	Quartos	...	t ₀ (2)	t (3)	Δt (4)	Qtipo (UH) (5)	Estoque (UH) (6)	Vendas (UH) (7)	VAC (UH) (8)	VMV (UH/mês) (9) = (8)/(4)	IVV (%/mês) (10) = [(9)/(5)]*100
A	120	3	...	0	1	1	25	22	3	3	3,00	12,00
A	120	3	...	0	2	2	25	18	4	7	3,50	14,00
A	120	3	...	0	3	3	25	15	3	10	3,33	13,33
A	120	3	...	0	4	4	25	12	3	13	3,25	13,00
A	120	3	...	0	5	5	25	10	2	15	3,00	12,00
A	120	3	...	0	6	6	25	6	4	19	3,17	12,67
A	120	3	...	0	7	7	25	4	2	21	3,00	12,00
A	120	3	...	0	8	8	25	3	1	22	2,75	11,00
A	120	3	...	0	9	9	25	2	1	23	2,56	10,22
A	120	3	...	0	10	10	25	2	0	23	2,30	9,20
A	120	3	...	0	11	11	25	2	0	23	2,09	8,36
A	120	3	...	0	12	12	25	1	1	24	2,00	8,00
A	120	3	...	0	13	13	25	0	1	25	1,92	7,69
B	80	2	...	0	1	1	35	29	6	6	6,00	17,14
B	80	2	...	0	2	2	35	25	4	10	5,00	14,29
B	80	2	...	0	3	3	35	18	7	17	5,67	16,19
B	80	2	...	0	4	4	35	13	5	22	5,50	15,71
B	80	2	...	0	5	5	35	9	4	26	5,20	14,86
B	80	2	...	0	6	6	35	6	3	29	4,83	13,81
B	80	2	...	0	7	7	35	4	2	31	4,43	12,65
B	80	2	...	0	8	8	35	0	4	35	4,38	12,50

Fonte: elaboração dos autores.

A tabela (2) ilustra um determinado empreendimento com uma quantidade total de unidades disponíveis para venda na data de seu lançamento (t₀) de 60 unidades habitacionais, sendo 25 do tipo A e 35 do tipo B. Neste exemplo, a suposição é que se tem o total do histórico de vendas⁵. Para facilitar o entendimento da tabela considerou-se que o mês de lançamento do empreendimento ocorreu em t₀ = 0 (ver coluna 2), sendo que a

⁵ Para aplicação da metodologia, proposta neste trabalho, não é necessário possuir todo o histórico de vendas dos empreendimentos, pois muitas vezes obtemos vendas dos primeiros meses de comercialização, ainda quando o empreendimento encontra-se em construção.

coluna com reticências indica a continuidade da tabela referente às demais variáveis como: suíte, elevador, bairro, área de terraço, etc.

Através da análise da coluna 4 percebe-se que a tipologia A foi totalmente comercializada em 13 meses e todas as unidades da B foram comercializadas em apenas 8 meses, portanto é esperado que a tipologia B apresente IVV's mais elevados que a tipologia A ao longo do tempo. Na coluna 6 é apresentado o estoque de UH disponíveis no início de cada um dos meses t , através da aplicação da equação (13).

A coluna 7 indica o histórico de vendas das unidades habitacionais efetuadas ao longo do tempo, ou seja, para a tipologia A foram vendidas 3 UH na data $t = 1$, 4 UH em $t = 2$ e assim sucessivamente.

A coluna 8 indica as Vendas Acumuladas ocorridas desde o primeiro mês, sendo que a coluna 9 corresponde à divisão das vendas acumuladas pelo período de tempo decorrido deste o início das vendas, conforme define a equação (11).

Por último calculam-se os valores do IVV, para cada um dos meses, através da aplicação da equação (12) onde os resultados encontram-se na coluna 10 da tabela. Cada linha representa um mês de vendas do empreendimento, através da análise da coluna 9 é possível perceber como estão se desenvolvendo as vendas, detectar processos de aceleração, desaceleração ou estagnação da velocidade de vendas. Por exemplo, a tipologia A apresenta declínio do IVV ao longo do tempo especialmente no mês 10 e 11 quando não ocorreram vendas, fortalecendo a tendência de queda do IVV.

Para o estudo empírico deste trabalho foram construídas tabelas para cada um dos empreendimentos pesquisados, semelhantes a esta apresentada, sendo que para a organização final do painel de dados as informações das tabelas foram dispostas umas sobre as outras e os dados analisados conjuntamente em um banco de dados consolidado.

4.3 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS COLETADOS

Para a elaboração dos modelos de regressão deste trabalho, analisou-se um conjunto de variáveis independentes e a situação de distribuição da variável dependente IVV em sua forma direta e na forma logarítmica (LnIVV).

A amostra obtida possui 226 dados, sendo que após análise para detectar possíveis observações atípicas optou-se pela desconsideração de 50 dados e restaram 176 aptos para os cálculos estatísticos.

4.4 VARIÁVEL DEPENDENTE

Para fins de conhecimento da amostra a tabela 3 apresenta as principais estatísticas descritivas da variável dependente em sua escala original (IVV) e transformada através da aplicação do logaritmo natural (LnIVV):

Tabela 3: Estatísticas Descritivas da Variável Dependente (IVV)

Estatísticas Descritivas ^a													
Variável Dependente	N	Mínimo	Máximo	Média	DP	Variância	CV (%)	Assimetria (Skewness)		Coeficiente Enviesamento (c.e.)	Curtose (Kurtosis)		Coeficiente Achatamento (c.a.)
								Estatística	DP		Estatística	DP	
IVV	176	2,78	33,33	10,68	6,28	39,48	58,86	1,35	0,18	7,37	1,75	0,36	4,81
LnIVV	176	1,02	3,51	2,21	0,56	0,31	25,26	0,11	0,18	0,60	-0,59	0,36	-1,62

a. DP significa desvio padrão ou erro padrão da referida estatística.

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

Na tabela é possível encontrar comparações de dispersão, assimetria e achatamento para IVV e Ln(IVV). A variável em escala transformada possui resultados menos dispersos devido à redução do coeficiente de Variação (CV) de 58,86% para 25,26% após a aplicação do logaritmo natural como transformação de escala.

Segundo Pestana & Gageiro (2005) para avaliar a distribuição de determinada variável quanto ao grau de assimetria considera-se uma variável simétrica, quando:

- o coeficiente de enviesamento (c.e) se situa entre -2,576 e 2,576 para um nível de significância de 1%.
- o coeficiente de enviesamento (c.e.) se situa entre -1,96 e 1,96 para um nível de significância de 5%.
- o coeficiente de enviesamento (c.e.) se situa entre -1,645 e 1,645 para um nível de significância de 10%.

Os mesmos autores também definem que a avaliação do achatamento (curtose) através do coeficiente de achatamento (c.a.), divisão da estatística de curtose pelo respectivo desvio padrão ($c.a. = \text{Curtose}/DP_{\text{curtose}}$), a distribuição da variável é mesocúrtica, isto é, com o mesmo achatamento da distribuição normal, quando:

- o coeficiente de achatamento (c.a) se situa entre -2,576 e 2,576, para um nível de significância de 1%.
- o coeficiente de achatamento (c.a) se situa entre -1,96 e 1,96, para um nível de significância de 5%.
- o coeficiente de achatamento (c.a) se situa entre -1,645 e 1,645, para um nível de significância de 10%.

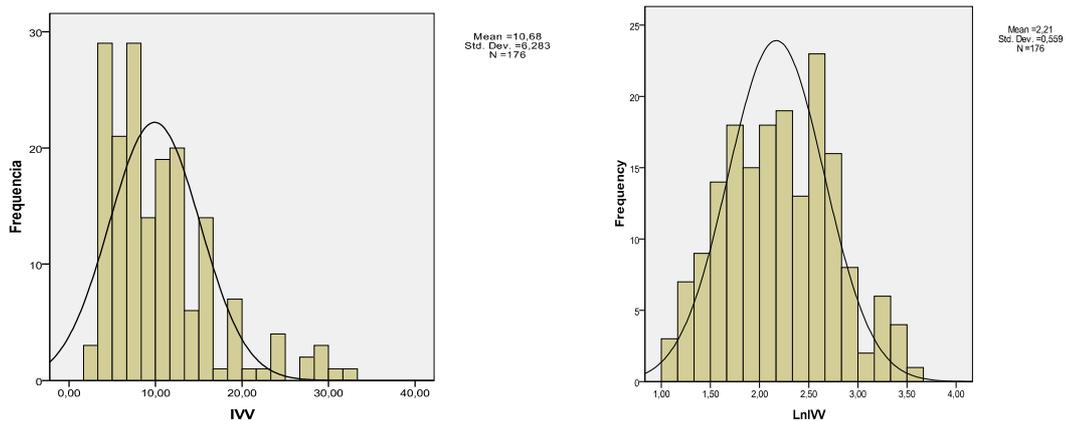
As medidas de assimetria ou enviesamento através do coeficiente de enviesamento (c.e), divisão da estatística assimetria pelo respectivo desvio padrão ($c.e = \text{Assimetria}/DP_{\text{Assimetria}}$), indicam que a variável LnIVV apresentou alteração muito significativa em direção a forma simétrica de sua distribuição, pois o c.e de 7,37, indicando forte assimetria à esquerda para IVV em escala original, reduziu para apenas 0,60 sugerindo simetria.

Quanto à condição de achatamento da distribuição verifica-se que o c.a. sofreu redução de 4,81 referente a escala original de IVV, indicando forte distribuição leptocúrtica, para -1,62 sugerindo leve distribuição platicúrtica mas dentro do intervalo para um nível de significância de 10% para a distribuição mesocúrtica.

A análise dos histogramas e dos gráficos de probabilidade normal⁶ da variável dependente em escala original e transformada permite a obtenção das mesmas conclusões a favor da utilização da escala logarítmica.

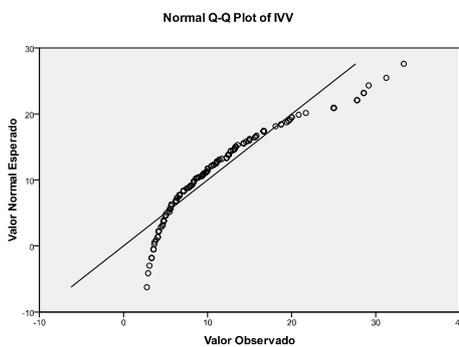
⁶ O gráfico de probabilidade pode facilmente comparar a distribuição conhecida com a distribuição normal, representa a probabilidade acumulada que seria de esperar se a distribuição fosse normal, em função da probabilidade observada acumulada dos erros. Se os erros possuírem distribuição Normal, todos os pontos do gráfico devem posicionar-se mais ou menos sobre uma reta.

Figura 1: Histograma e Gráfico de Probabilidade Normal Q-Q Plot

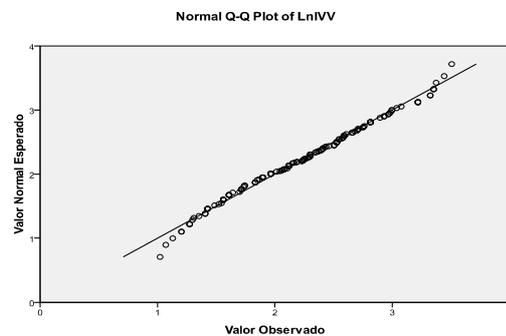


a) Histograma IVV escala original

c) Histograma Ln(IVV)



b) Probabilidade Normal IVV escala original



d) Probabilidade Normal Ln(IVV)

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

Os histogramas da figura 1 mostram que após a aplicação da transformação de escala sobre a variável IVV as condições de simetria e achatamento se tornaram mais adequados, conforme os coeficientes c.e e c.a. já haviam indicado.

As figuras 1.b e 1.d representam os gráficos de probabilidade normal, neles é possível perceber a melhor aderência dos pontos a reta diagonal demonstrando o efeito da transformação da escala em IVV em direção a normalidade.

Em Hair (1998) a transformação de escala das variáveis para obtenção da normalidade é importante sendo padrão de referência para métodos estatísticos. A normalidade na distribuição das variáveis é exigida no emprego dos testes t e F.

Considerando os resultados expostos, a respeito da forma da distribuição variável dependente IVV, tem-se que todas as análises estatísticas serão executadas considerando a variável IVV em sua forma transformada, ou seja, expressa em termos de Ln(IVV).

4.5 AMOSTRA AO LONGO DO TEMPO

Os dados foram coletados no período de dezembro/2007 a novembro/2008, sendo considerada neste trabalho por convenção a variável data=1 para o mês de dezembro/2007, data = 2 para janeiro/2008 e assim

sucessivamente. Desta forma, é possível apresentar a formação da variável data através da tabela que segue:

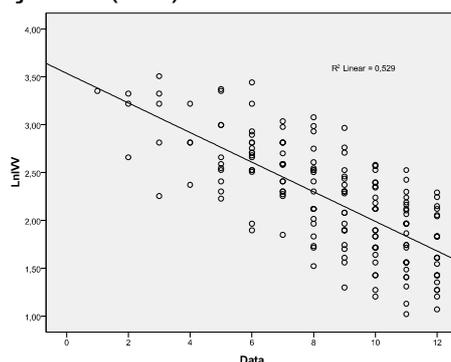
Tabela 4: Freqüência dos Dados ao longo do Tempo

Data	Mês	Freqüência	Percentual (%)	Percentual Acumulado (%)
1	dezembro-07	1	0,57	0,57
2	janeiro-08	3	1,70	2,27
3	fevereiro-08	5	2,84	5,11
4	março-08	4	2,27	7,39
5	abril-08	11	6,25	13,64
6	maio-08	16	9,09	22,73
7	junho-08	17	9,66	32,39
8	julho-08	21	11,93	44,32
9	agosto-08	22	12,50	56,82
10	setembro-08	26	14,77	71,59
11	outubro-08	27	15,34	86,93
12	novembro-08	23	13,07	100,00
Total		176	100,00	

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

Para ilustrar a forma de comportamento da variável independente Ln(IVV) apresenta-se a figura que segue:

Figura 2: Relação Ln(IVV) versus Data



Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

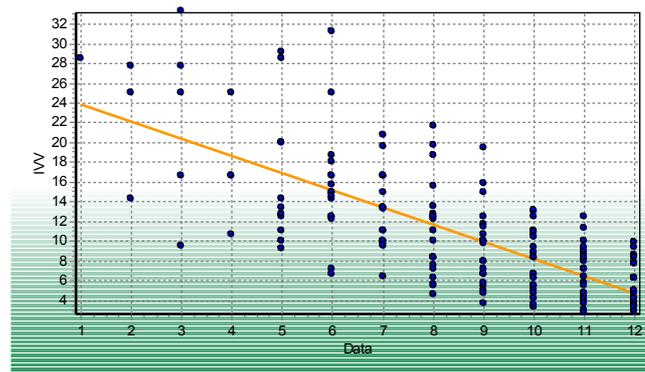
A figura 2 revela que a variável independente Ln(IVV), sofre redução ao longo do período de tempo analisado devido a reta ajustada encontrar-se negativamente inclinada. Tal conclusão sugere que existem fatores de mercado que se alteram no tempo interferindo na redução da velocidade de vendas dos apartamentos.

4.6 VARIÁVEIS INDEPENDENTES

Neste estudo foram analisadas diversas variáveis independentes, sendo que nos modelos apresentados o nível de significância adotado para o teste de hipótese bicaudal para rejeição da hipótese nula de cada regressor foi de no máximo 10%.

Data: variável independente quantitativa define a contemporaneidade dos dados, definindo o mês de referência, Dezembro/2007 =1 e assim sucessivamente, fixando em 1 o primeiro mês de coleta e em 12 o último mês, correspondendo ao período compreendido de dezembro de 2007 a Novembro de 2008 (ver figura 3). Amplitude de 1 a 12;

Figura 3: Relação IVV com Data

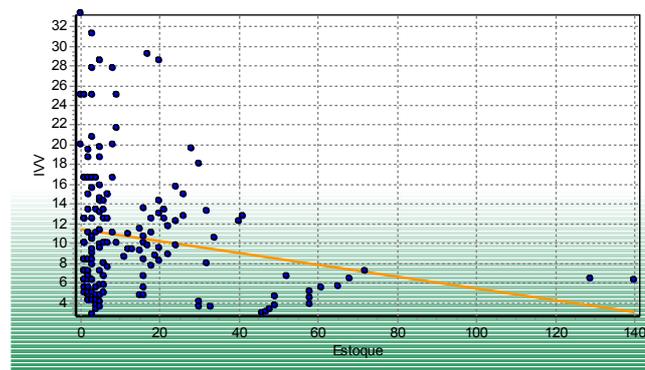


Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Dez_07, Jan_08, ..., Nov_08: conjunto de variáveis dicotômicas referente a cada um dos meses de coleta da amostra, para os dados coletados em dezembro/2007, a variável $Dez_{07} = 1$ e $Dez_{07} = 0$ para caso contrário se o dados foi coletado em janeiro/2008, a variável $Jan_{08} = 1$ e $Jan_{08} = 0$ caso contrário e assim sucessivamente. Amplitude de 0 a 1.

Estoque: variável independente quantitativa referente a quantidade de unidades habitacionais disponíveis para comercialização no fim de cada mês de vendas. Amplitude de 0 a 140.

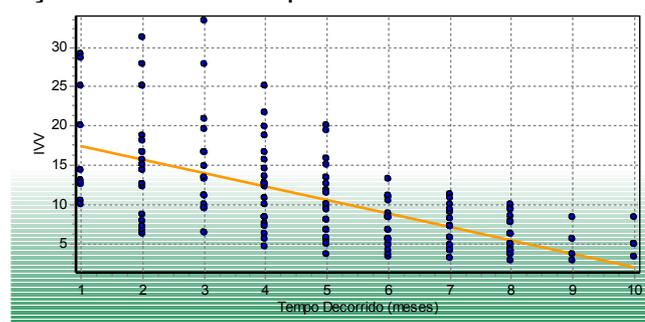
Figura 4: Relação Estoque com IVV



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Tempo Decorrido: variável independente quantitativa que indica o número de meses decorridos deste o lançamento do empreendimento no mercado imobiliário. Amplitude de 1 a 12.

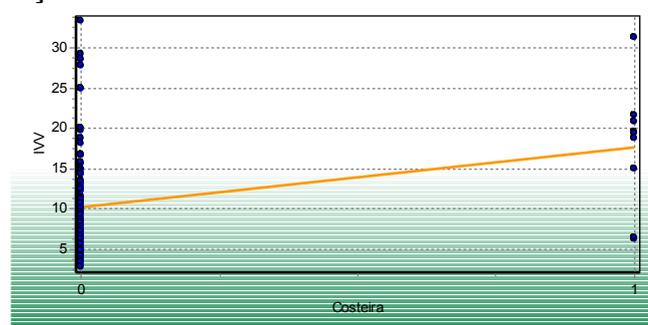
Figura 5: Relação IVV com Tempo Decorrido



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Costeira: Variável independente dicotômica que indica o bairro onde o dado está localizado, sendo que os dados localizados no bairro costeira apresentam a variável Costeira = 1 e 0 caso contrário. Amplitude de 0 a 1.

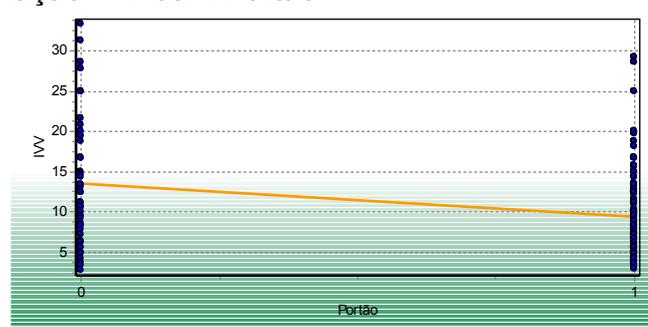
Figura 6: Relação IVV com Costeira



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Portão: Variável independente dicotômica que indica o bairro onde o dado está localizado, sendo que os dados localizados no bairro do Portão apresentam a variável Portão = 1 e 0 caso contrário. Amplitude de 0 a 1.

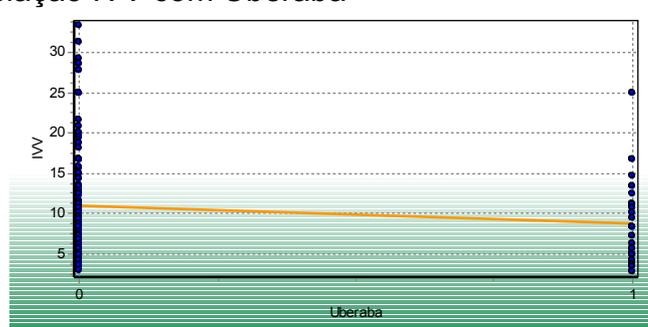
Figura 7: Relação IVV com Portão



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Uberaba: Variável independente dicotômica que indica o bairro onde o dado está localizado, sendo que os dados localizados no bairro do Uberaba apresentam a variável Uberaba = 1 e 0 caso contrário. Amplitude de 0 a 1.

Figura 8: Relação IVV com Uberaba

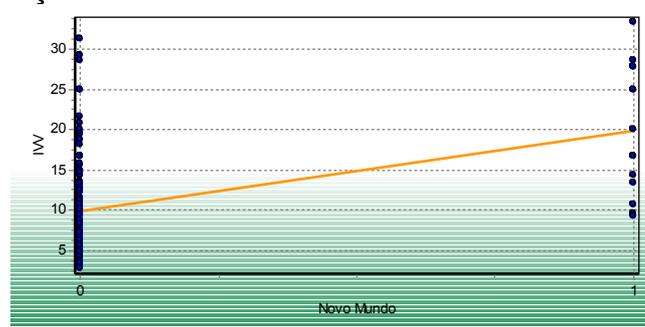


Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Novo Mundo: Variável independente dicotômica que indica o bairro onde o dado está localizado, sendo que os dados localizados no bairro do

Novo Mundo apresentam a variável Novo Mundo = 1 e 0 caso contrário. Amplitude de 0 a 1.

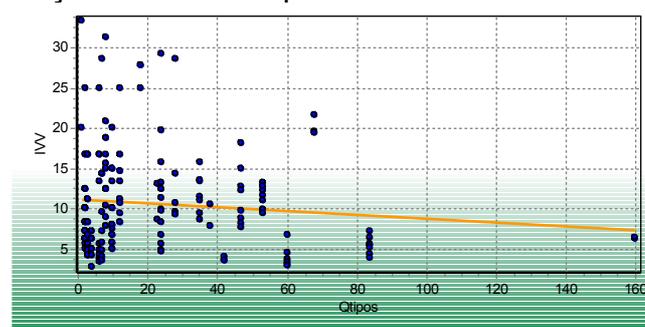
Figura 9: Relação IVV com Novo Mundo



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Qtipos: Variável independente quantitativa que indica o total de unidades habitacionais tipo existente no empreendimento. Amplitude de 1 a 160.

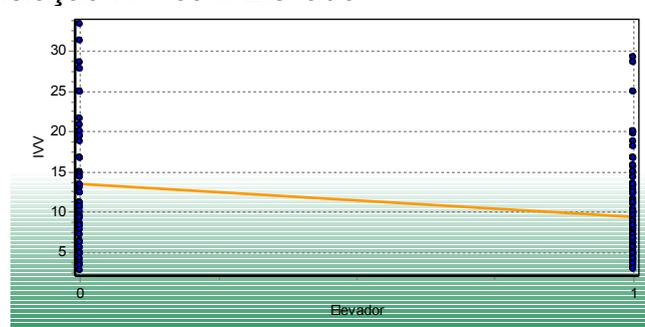
Figura 10: Relação IVV com Qtipos



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Elevador: variável independente, dicotômica, que assume os valores “1” para dados situados em empreendimentos que possuam elevador e “0” para dados situados em empreendimentos que não possuam elevador. Amplitude de 0 a 1.

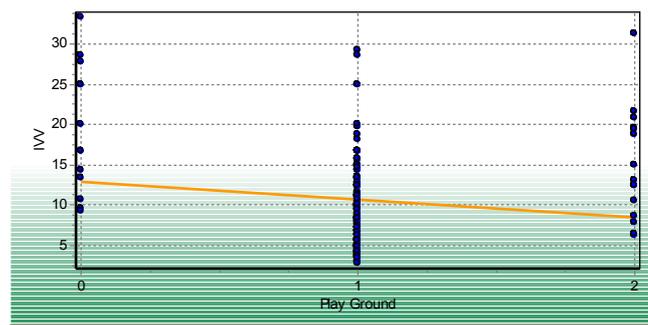
Figura 11: Relação IVV com Elevador



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

layGround : variável independente quantitativa, indica o número de playground existente no empreendimento correspondente ao dado. Amplitude de 0 a 1.

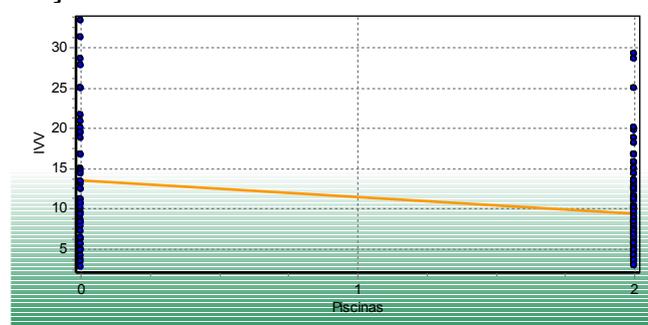
Figura 12: Relação IVV com PlayGround



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Piscina: variável independente quantitativa que define o número de piscinas existentes no empreendimento correspondente ao dado. Amplitude de 0 a 2. Não existem dados com empreendimentos com apenas uma piscina.

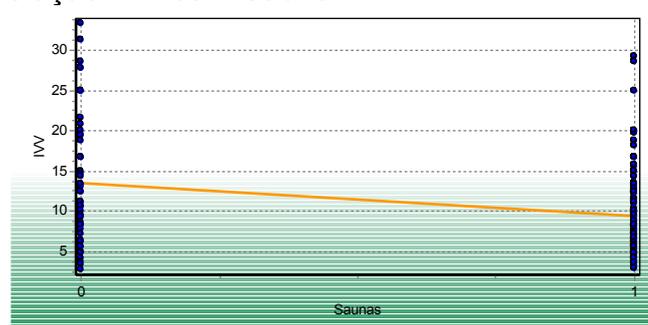
Figura 13: Relação IVV com Piscina



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Sauna: variável independente, dicotômica, que assume os valores “1” para dados situados em empreendimentos que possuam sauna e “0” para dados situados em empreendimentos que não possuam sauna. Amplitude de 0 a 2.

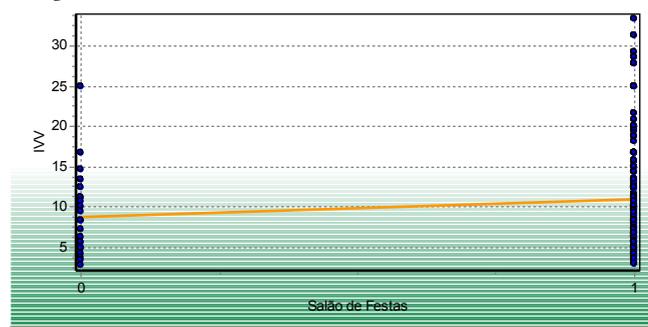
Figura 14: Relação IVV com Sauna



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Salão de Festas: variável independente, dicotômica, que assume os valores “1” para dados situados em empreendimentos que possuam salão de festas e “0” para dados situados em empreendimentos que não possuam salão de festas. Amplitude de 0 a 1.

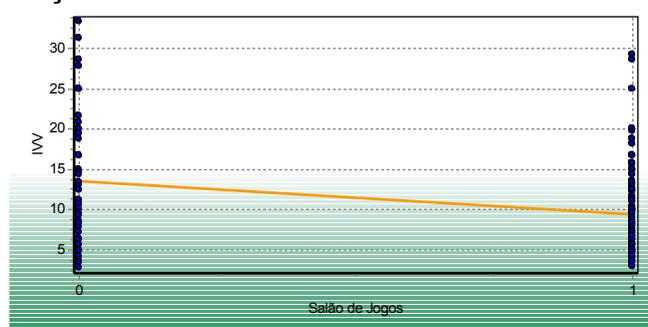
Figura 15: Relação IVV com Salão de Festas



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Salão de Jogos: variável independente, dicotômica, que assume os valores “1” para dados situados em empreendimentos que possuam salão de jogos e “0” para dados situados em empreendimentos que não possuam salão de jogos. Amplitude de 0 a 1.

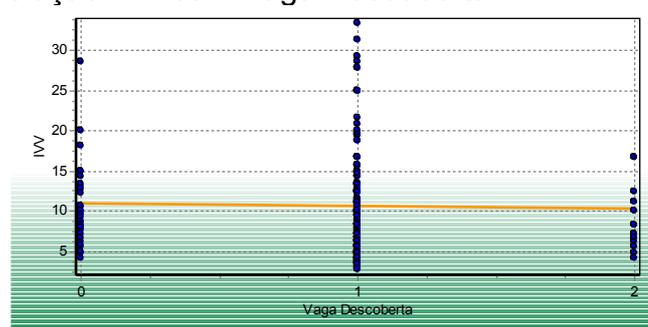
Figura 16: Relação IVV com Salão de Jogos



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Vaga Descoberta: variável independente quantitativa define o número de vagas de estacionamento descobertas que o dado possui. Amplitude de 0 a 2.

Figura 17: Relação IVV com Vaga Descoberta



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Vaga Coberta: variável independente quantitativa define o número de vagas de garagem cobertas que o dado possui. Como a amostra possui elementos sem e com uma vaga coberta, a natureza desta variável passa a ser dicotômica. Amplitude de 0 a 1.

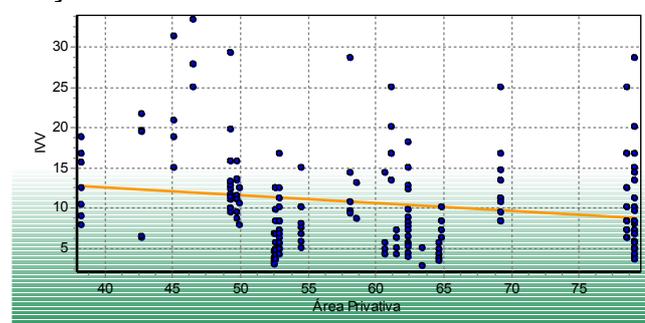
Figura 18: Relação IVV com Vaga Coberta



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Área Privativa: variável independente quantitativa que define a área privativa construída da unidade habitacional em metros quadrados. Amplitude de 38,31 à 79,16.

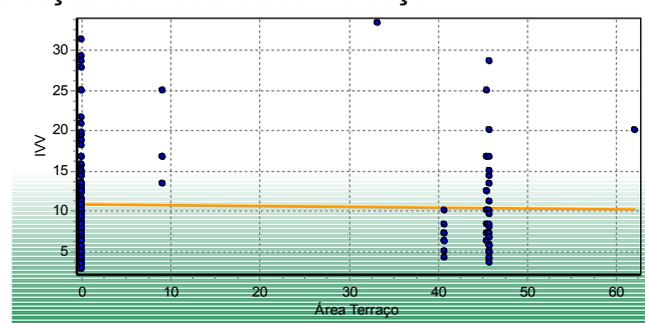
Figura 20: Relação IVV com Área Privativa



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Área Terraço: variável independente quantitativa que define a área de terraço descoberto de uso exclusivo da unidade habitacional em metros quadrados. Amplitude de 0 a 62,10.

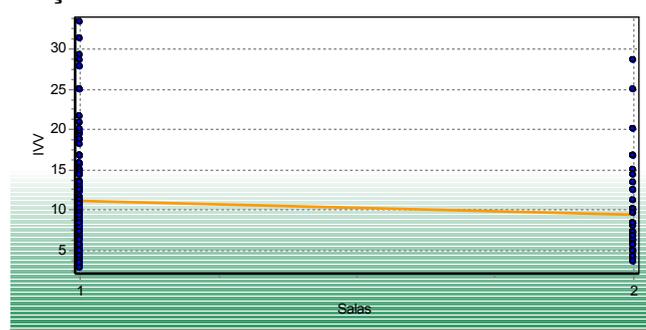
Figura 19: Relação IVV com Área Terraço



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Salas: variável independente quantitativa que define o número de salas do dado. Amplitude de 0 a 2.

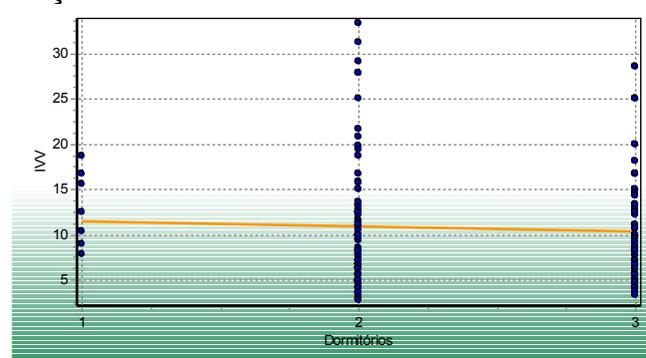
Figura 20: Relação IVV com Salas



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Dormitórios: variável independente quantitativa que define o número de dormitórios que o dado possui. Amplitude de 1 a 3.

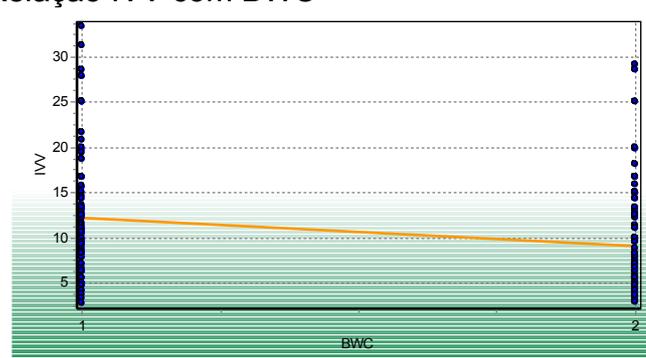
Figura 21: Relação IVV com Dormitórios



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

BWC: variável independente quantitativa que define o número de banheiros que o dado possui, considerando inclusive o banheiro da suíte, se houver. Amplitude de 1 a 2.

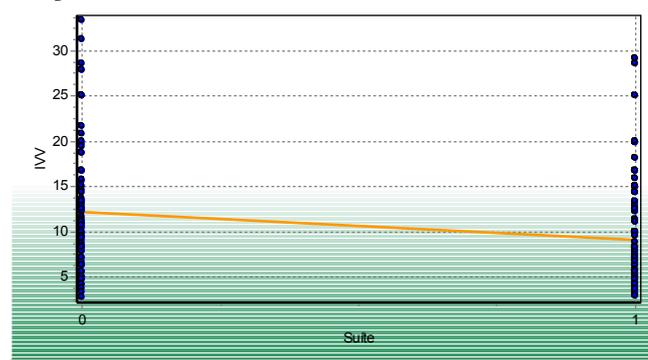
Figura 22: Relação IVV com BWC



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

Suíte: variável independente, dicotômica, que assume os valores “1” para dados que possuam suíte e “0” para dados situados em empreendimentos que não possuam suíte. Amplitude de 0 a 1.

Figura 23: Relação IVV com Suíte



Fonte: elaboração dos autores através software SISREN for Windows

4.7 MODELOS DE REGRESSÃO

A seguir são apresentados três modelos de regressão linear múltipla, determinados considerando atender aos pressupostos estatísticos básicos como: homocedasticidade, normalidade, linearidade, ausência de multicolinearidade perfeita entre as variáveis independentes, ausência de autocorrelação serial, ausências de pontos excessivamente influenciantes.

Diversas simulações e análises gráficas foram efetuadas até que se obtiveram os modelos estatísticos identificados como (A), (B) e (C), sendo que a principal diferença existente entre as equações encontra-se na forma de considerar a variável data e de localização.

No modelo (A) é utilizada a variável “Data” para captar as alterações das características não consideradas diretamente, que se modificam no tempo e a variável “Renda” é utilizada como variável Proxy de Localização.

No Modelo (B) a variável “Data” é substituída pelo conjunto de regressores binários, um para cada mês de observação, com o objetivo de captar os efeitos temporais da análise, sendo mantida a variável de localização “Renda” como Proxy de localização.

O modelo (C) apresenta o conjunto de regressores binários temporais de localização, um para cada bairro, visando captar os efeitos de diferenças qualitativas inerentes a cada um dos bairros que compõe a amostra.

4.7.1 Modelo de Regressão (A)

A especificação do modelo (A), após a análise de diversas transformações nas variáveis independentes, tipos logarítmica e recíproca ($\ln x$ e $1/x$), gerou os melhores resultados conforme apresentado na tabela que segue:

Tabela 5: Resultados de regressão múltipla referentes ao Modelo (A)

Variáveis Independentes Incluídas: $\ln(\text{Renda})$, $\ln(\text{Qtipo})$, Data, $1/\text{Área Privativa}$, Estoque, $\ln(\text{Tempo Decorrido})$, Área Terraço (m^2)

R Múltiplo	0,8699
R² Múltiplo	0,7567
R² Ajustado	0,7466
Erro Padrão da Estimativa	0,2813

	Análise de Variância				
	Somas dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	Significância Estatística (%)
Regressão	41,3453	7	5,9065	74,6634	0,0000
Resíduos	13,2901	168	0,0791		
Total	54,6354	175			

Variável Dependente $\ln(\text{IVV})$	Transformação	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
Constante		5,0767	0,6303	8,0548	0,0000
Data	x	-0,0930	0,0123	-7,5396	0,0000
$\ln(\text{Tempodecorrido})$	$\ln(x)$	-0,3179	0,0548	-5,7983	0,0000
Estoque	x	-0,0138	0,0016	-8,5928	0,0000
$\ln(\text{Qtipo})$	$\ln(x)$	0,1523	0,0301	5,0644	0,0001
$1/\text{Área Privativa}$	$1/x$	51,7425	8,4138	6,1498	0,0000
Área Terraço	x	0,0089	0,0017	5,2002	0,0001
$\ln(\text{Renda})$	$\ln(x)$	-0,3511	0,0770	-4,5604	0,0010

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

De acordo com os resultados da tabela 5 a equação de regressão é:

$$\ln(\text{IVV}) = 5,0767 - 0,0930 \text{ Data} - 0,3179 \ln(\text{Tempo Decorrido}) - 0,0138 \text{ Estoque} + 0,1523 \ln(\text{Qtipo}) + 51,7425 (1/\text{Área privativa}) + 0,0089 \text{ Área Terraço} - 0,3511 \ln(\text{Renda}) \quad (14)$$

A análise dos resultados contidos na tabela 5 mostra que este modelo possui um R^2 (coeficiente de determinação) igual a 0,7567, ou seja, a equação consegue explicar 75,67% da variação da variável dependente $\ln(\text{IVV})$ em função das sete variáveis independentes incluídas.

Existe pouca diferença entre o R^2 (0,7567) e R^2 ajustado (0,7466) indicando que o modelo não possui variáveis independentes pouco importantes, mas variáveis selecionadas que realmente conseguem explicar a maior parte das variações de $\ln(\text{IVV})$.

A tabela de análise de variância (ANOVA) apresenta um teste F de 74,6634 correspondendo a uma significância estatística ($<0,01\%$) menor que $\alpha = 10\%$ (adotado neste trabalho), portanto rejeita-se a hipótese de que o R^2 seja igual a zero. As variáveis independentes influenciam a variável dependente e o modelo é significativo.

Todas as sete variáveis independentes incluídas no modelo apresentaram significância estatística abaixo do nível adotado de 10%. O sinal negativo obtido para o coeficiente estimado da variável data (-0,0930), após a análise dos fatores observáveis Estoque, Quantidade de unidades tipo, Área

construída privativa, Área de terraço, Tempo decorrido e Renda , indica nítida queda do IVV ao longo do período de tempo analisado , compatível com o histórico do mercado imobiliário nacional no período, marcado pelo reflexo da recessão imobiliária ocorrida nos Estados Unidos. Mantendo fixas as demais características para um determinado empreendimento, exceto a variável Data, pode se prever uma queda mensal no IVV de aproximadamente 9,3 pontos percentuais em média desde o início da coleta dos dados . Logo, percebe-se a influência das variáveis não controladas atuando na redução do IVV o que representa um cenário de desaquecimento das vendas com visível redução da demanda imobiliária, ocasionada principalmente pelos reflexos da crise econômica global, e cuja tendência, caso não haja fato novo, é a de cenário imobiliário recessivo para o ano de 2009.

À medida que o tempo passa, desde o lançamento do empreendimento, o coeficiente estimado (-0,3179) para a variável Ln(Tempo decorrido) revela redução na velocidade das vendas. O resultado para está variável indica que maiores períodos de exposição das unidades habitacionais para venda contribuem em redução da sua velocidade comercialização. A equação permite verificar a influência da variação do estoque de unidades a comercializar sobre o IVV. O coeficiente de estimado para a variável Estoque é negativo (-0,0138) e mostra que a medida que o estoque de unidades disponíveis à venda a velocidade de comercialização das unidades também diminui, em função da diminuição da quantidade de unidades ainda não comercializadas disponíveis para venda. Portanto, mantidas todas as demais características fixas, quanto mais tempo as unidades do empreendimento encontrarem-se à venda, a tendência será de queda do IVV no período analisado.

A influência da quantidade de unidades tipo existentes no empreendimento é positiva, mostrando que, mantidas todas as demais características fixas, empreendimentos com maior quantidade de tipologias possuem IVV maiores que aqueles com menos tipologias. Esta ocorrência pode ser explicada, provavelmente, em função de que empreendimentos com várias tipologias ofertadas podem atrair um maior número de potenciais compradores, do que empreendimentos com apenas uma tipologia. Por exemplo, empreendimentos com unidades habitacionais com divisão interna variando de 1, 2 ou 3 dormitórios podem ser atrativos para estudantes, pessoas solteiras, famílias com 1, 2 ou 3 filhos, o que não ocorreria com um empreendimento cujas unidades habitacionais possuam somente 1 dormitório.

Considerando que a variável área privativa construída encontra-se incluída no modelo na forma inversa ($1/x$) e o sinal de seu respectivo coeficiente é positivo (+51,7425), conclui-se que, se as demais variáveis se mantiverem fixas, o aumento na área construída privativa do imóvel resulta na redução do IVV. Uma explicação para o fato pode estar no preço de venda mais alto que unidades semelhantes têm, num mesmo empreendimento, face ao aumento de sua área construída, seja ela privativa ou total. Logo, unidades habitacionais mais baratas teriam velocidade de vendas mais rápida que unidades habitacionais mais caras, mantidas fixas as demais características.

O crescimento da variável área de terraço é positivo e sinaliza que a existência de terraços nas unidades possui efeito de elemento “facilitador” das vendas, pois em situações em que a unidade dispõe de maiores áreas de terraço, verifica-se maior velocidade de comercialização. Outros “facilitadores de venda largamente empregados no mercado imobiliário de Curitiba,

privativos na unidade habitacional são lareira e churrasqueira, face ao clima e a cultura locais, áreas comuns dos empreendimentos voltados ao lazer dentro do próprio condomínio: piscinas cobertas e descobertas, espaço zen, espaço gourmet, academia de ginástica, espaço para “garage band”, canchas poliesportivas, etc.

Quanto à característica referente à localização, representada pela variável proxy de localização, verificamos apresentar sinal negativo. Portanto, imóveis com mesmas características, mas com melhor localização possui menor velocidade de comercialização, comportamento explicado, provavelmente, devido ao conseqüente preço mais elevado que está atrelado a uma melhor localização, reduzindo sua velocidade de comercialização em relação a unidades habitacionais semelhantes, mas pior localizadas, cujo preço de venda é menor.

Verificação dos Pressupostos Estatísticos e Avaliação do Modelo (A)

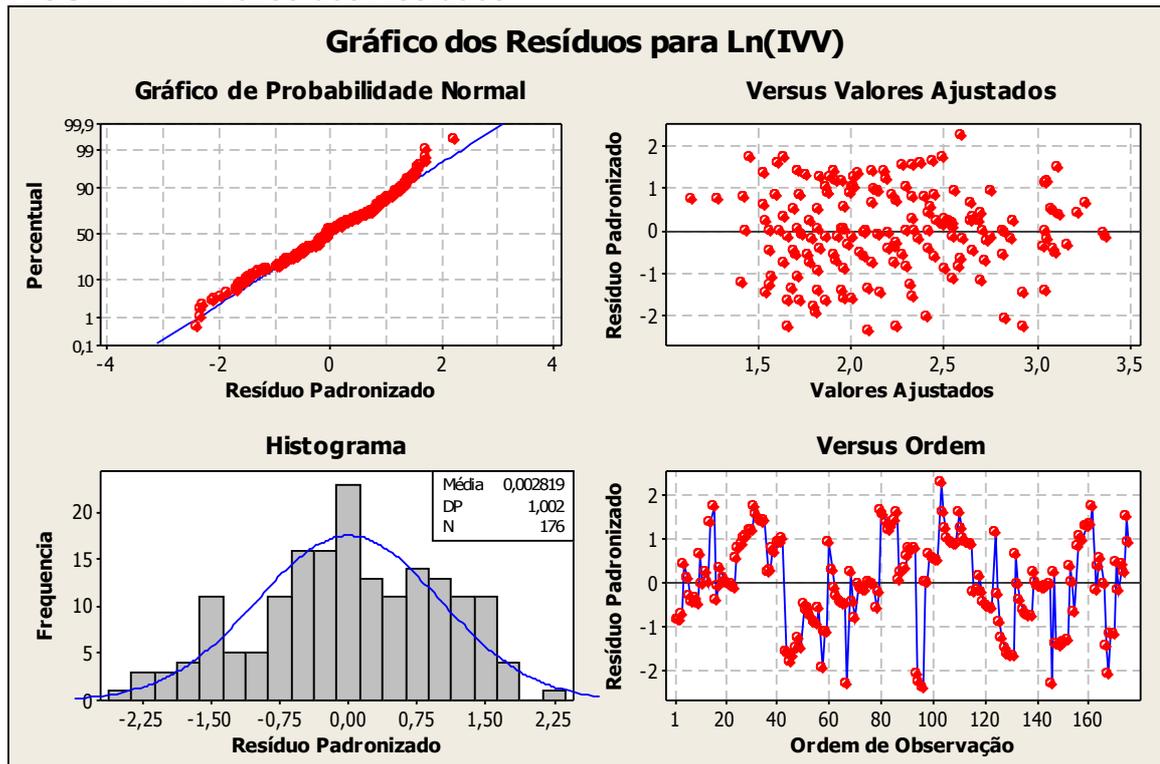
- Linearidade, Normalidade e Homocedasticidade:

Na figura 24 é apresentado quatro gráficos para verificação de violação das hipóteses de linearidade, normalidade e homocedasticidade do modelo (A).

A linearidade do modelo (A) obtido ocorre quando existe relação linear entre as variáveis consideradas, este fato pode ser observado através da análise do gráfico dos resíduos versus valores ajustados que conforme a figura 4 não é possível constatar qualquer tipo de forma curvilínea.

A normalidade da distribuição dos resíduos padronizados gerados pelo modelo (A) pode ser verificada através da análise gráfica da probabilidade normal e do histograma da figura 24. O gráfico de probabilidade normal apresenta a grande maioria dos pontos distribuídos de forma próxima a uma linha reta, fato que sugere existência da normalidade da distribuição dos resíduos. O histograma dos resíduos apresenta relativa aproximação com a curva normal com média aproximadamente nula (0,0028).

FIGURA 24: Análise dos Resíduos



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

A avaliação do pressuposto da distribuição normal dos resíduos também foi efetuada através do teste de Kolmogorov-Smirnov (K-S), segundo Sokal & Rohlf, (1997) o teste é baseado na maior diferença absoluta entre a frequência acumulada observada e a estimada pela distribuição normal.

A formulação do teste de hipótese possui a seguinte forma:

- H_0 : a distribuição da série testada é normal.
- H_1 : tal distribuição não possui comportamento normal.

Na tabela 6 é possível verificar os resultados do teste K-S para normalidade executado sobre os resíduos padronizados:

Tabela 6: Teste de Normalidade K-S

Teste de Normalidade de Kolmogorov-Smirnov	
	Resíduos Estudentizados
N	176
Média	0,0028
Desvio Padrão	1,0022
Kolmogorov-Smirnov Z	0,7759
Significância Estatística (%)	58,3863

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

O cálculo da estatística K-S (0,7759) resulta em significância de 58,38 % , bastante superior à 10% , favorecendo a aceitação da hipótese H_0 , ou seja, o teste aceita a hipótese de que a distribuição dos resíduos é normal, confirmando a conclusão obtida pela verificação fornecida pelo gráfico de probabilidade normal da figura 24.

A detecção e verificação da homogeneidade (Homocedasticidade) da variância podem ser efetuadas analisando o comportamento dos resíduos. A

análise do gráfico de distribuição dos resíduos versus valores ajustados (estimados), apresentados na figura 24, mostra um comportamento aleatório com a variância dos resíduos uniforme ao longo do espectro dos valores ajustados da variável dependente estimada. O gráfico demonstra favorecimento à hipótese da Homocedasticidade com a variância constante dos resíduos do modelo (A).

Para constatar ou não a presença de heterocedasticidade, os resíduos foram submetidos ao teste estatístico de Pesaran-Pesaran e White⁷.

A formulação de ambos os testes de hipóteses possuem a seguinte forma:

- H₀: os resíduos são homocedásticos.
- H₁: os resíduos são heterocedásticos.

No teste de Pesaran-Pesaran determina-se a equação de regressão auxiliar regredindo os quadrados dos resíduos padronizados (u_i^2) em função do quadrado dos valores ajustados (estimados) padronizados da variável dependente, denominados neste trabalho de $Y^2_{estimado}$, como segue:

$$u^2 = \theta_0 + \theta_1 Y^2_{estimado} + \text{erro} \quad (15)$$

Os resultados para a regressão auxiliar referente ao teste de Pesaran-Pesaran encontram-se apresentados na tabela abaixo:

Tabela 7: Teste Pesaran-Pesaran para o Modelo (A)

Independente: (Constante), $Y^2_{estimado}$

R	0,1130
R ²	0,0128
R ² Ajustado	0,0071
Erro Padrão da Estimativa	1,1680

Análise de Variância					
	Soma dos Quadrados	gl	Quadrado Médio	F	Significância Estatística (%)
Regressão	3,07157955	1	3,0716	2,2515	13,5297
Residuo	237,376294	174	1,3642		
Total	240,447873	175			

Dependente: u^2	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constant)	1,0673	0,1157	9,2220	0,0000
$Y^2_{estimado}$	-0,1133	0,0755	-1,5005	13,5297

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

A equação de regressão auxiliar é:

$$u^2_i = 1,0673 - 0,1133 Y^2_{estimado} + \text{erro} \quad (16)$$

O teste t e F do parâmetro θ_1 estimado revela que este não é significativo a 10%, portanto, aceita-se a hipótese nula de que os resíduos possuem comportamento homocedástico.

O teste White (1980) simplificado consiste em calcular equação de regressão auxiliar dos resíduos quadrados de MQO sobre os valores estimados

⁷ Para obtenção de maiores detalhes sobre a justificativa teórica da aplicação teste de White na detecção de heterocedasticidade utilizando os resíduos quadrados, valores estimados e os quadrados dos valores estimados consultar Wooldrige (2006) ou Gujarati (2006).

e seu quadrados (Y_{estimado} e Y^2_{estimado}), ou seja, define-se a regressão auxiliar abaixo:

$$u^2 = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{\text{estimado}} + \alpha_2 Y^2_{\text{estimado}} + \text{erro} \quad (17)$$

Tabela 8: Teste de White para o Modelo (A)

Variáveis incluídas: (constante), Y_{estimado} , Y^2_{estimado}

R Múltiplo	0,1417
R² Múltiplo	0,0201
R² Ajustado	0,0088
Erro Padrão da Estimativa	0,0923

	Análise de Variância				
	Somas dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	Significância Estatística (%)
Regressão	0,0302	2	0,0151	1,7724	17,2996
Resíduos	1,4745	173	0,0085		
Total	1,5047	175			

Variável Dependente u^2	Transformação	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)		-0,0194	0,1382	-0,1406	88,8354
Y_{estimado}	x	0,1091	0,1232	0,8850	37,7379
Y^2_{estimado}	x	-0,0285	0,0266	-1,0726	28,4946

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

Logo a equação (17) pode ser escrita conforme os parâmetros estimados e apresentados pela tabela 8:

$$u^2 = -0,0194 + 0,1091 Y_{\text{estimado}} - 0,0285 Y^2_{\text{estimado}} \quad (18)$$

O teste resulta em F calculado de 1,7724 correspondente a uma significância de 17,2996%, acima de 10%, não existindo evidência estatística para rejeitar a hipótese nula. Nenhum dos coeficientes α calculados não se apresentou estatisticamente significantes conforme o teste t. Logo, a regressão auxiliar não indica a violação da hipótese de homocedasticidade dos resíduos segundo o teste White. Os testes gráficos e estatísticos sugerem que os resíduos correspondentes ao modelo (A) possuem distribuição normal e são homocedásticos.

- Avaliação da Multicolinearidade

Para verificação da presença de elevado grau de multicolinearidade entre as variáveis independentes este trabalho adota o exame através do processo em duas partes apresentado em Hair (2007)⁸.

O método apresentado possui duas componentes:

⁸ J.F.Hair Jr, R.E. Análise Multivariada de Dados – 5.ed, - Porto Alegre: Bookman, 2005 – páginas 189 e 190

a) Índice de condição dado pela colinearidade existente entre as diversas combinações das variáveis no conjunto de dados, representado pelo tamanho relativo dos autovalores da matriz.

b) Análise da matriz de decomposição da variância de cada um dos coeficientes da regressão, que mostra a proporção da variância para cada coeficiente da regressão e também para a variável associada referente a cada um dos índices de condição (autovalor).

O procedimento em duas partes deve seguir dois passos:

Passo 1: Identificar os índices de condição acima de um valor de referência, que neste trabalho será de 30.

Passo 2: Para todos os índices de condições maiores que o valor de referência, identificar as variáveis com proporções de variância acima de 90% ou 0,90.

A multicolinearidade pode ser detectada quando o índice de condição acima de 30 explica uma proporção maior que 90% para uma ou mais variáveis. Além da utilização dos índices de condição e da matriz de decomposição das variâncias, é apresentada a avaliação dos valores de tolerância (TOL) e Fator de Inflação da Variância (FIV)⁹, que, segundo Hair (2005), são indicadores de efeito que outras variáveis independentes têm sobre o erro padrão do coeficiente de regressão.

Neste trabalho, o grau de multicolinearidade foi avaliado através da tolerância de cada variável, definida da seguinte forma: $TOL_j = 1 - R_j^2$, onde R_j^2 é o coeficiente de determinação da regressão de X_j pelas demais variáveis explicativas. Se a variável X_j tem uma relação linear boa com as demais variáveis explicativas, $R_j^2 \rightarrow 1$ e $TOL_j \rightarrow 0$. Nesse caso, FIV_j, o fator de inflação da variância, é igual a $1/TOL_j$ e tende a infinito. O FIV é diretamente relacionado ao valor de tolerância (FIV = 1/TOL). Valores elevados de FIV indicam alto grau de colinearidade entre as variáveis. Em Corrar (2007) pode-se verificar que a medida da Tolerância é calculada estimando-se cada variável independente como se dependente fosse e regredindo-se em relação das demais, obtendo-se o valor $(1-R^2)$ de tal regressão. Assim, quando TOL ou FIV forem próximos da unidade, trata-se de um indicativo de ausência de multicolinearidade, pois o coeficiente de determinação será próximo de zero.

A “regra de bolso” para o FIV dado pela literatura Gujarati (2000) e Hair (2005) segue a seguinte escala:

- FIV Até 1 – sem multicolinearidade.
- FIV de 1 até 10 – com multicolinearidade aceitável.
- Acima de 10 – com multicolinearidade problemática.

Conseqüentemente, a “regra de bolso” para o índice Tolerance (TOL) será o inverso do FIV:

- TOL até 1 – sem multicolinearidade.
- TOL de 1 até 0,10 – com multicolinearidade aceitável.
- TOL abaixo de 0,10 - com multicolinearidade problemática.

A tabela 9 apresenta as estatísticas Tolerance e VIF conjuntamente com matriz de decomposição da variância dos coeficientes estimados pela equação de regressão:

⁹ Sigla para Fator de Inflação de Variância.

Tabela 9: Teste da Multicolinearidade do Modelo (A)

PARTE A : AVALIAÇÃO DOS VALORES DE TOLERÂNCIA E FIV

		Teste de Colinearidade	
Variável Dependente Ln(IIV)	Transformação	Tolerância	FIV
Data	x	0,4304	2,3237
ln(Tempo Decorrido)	Ln(x)	0,4181	2,3921
Estoque	x	0,4299	2,3264
ln(Qtipo)	Ln(x)	0,3354	2,9817
1/Área Privativa	1/x	0,5297	1,8878
Área Terraço	x	0,3937	2,5401
Ln(Renda)	Ln(x)	0,8483	1,1788

PARTE B: ÍNDICES DE CONDIÇÃO E MATRIZ DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS COEFICIENTES

Número	Autovalor	Índice de Condição	Decomposição da Variância							
			Constante	Data	ln(Tempo Decorrido)	Estoque	ln(Qtipo)	1/Área Privativa	Área Terraço	Ln(Renda)
1	6,2395	1,0000	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	1,0667	2,4185	0,00	0,00	0,00	0,10	0,01	0,00	0,14	0,00
3	0,4648	3,6638	0,00	0,00	0,01	0,29	0,00	0,00	0,25	0,00
4	0,1383	6,7177	0,00	0,04	0,19	0,13	0,05	0,02	0,01	0,00
5	0,0523	10,9200	0,00	0,00	0,04	0,37	0,84	0,07	0,06	0,00
6	0,0256	15,6145	0,00	0,95	0,73	0,08	0,01	0,00	0,00	0,00
7	0,0122	22,5754	0,02	0,00	0,03	0,01	0,07	0,86	0,52	0,02
8	0,0006	102,5313	0,98	0,00	0,00	0,01	0,02	0,05	0,01	0,97

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

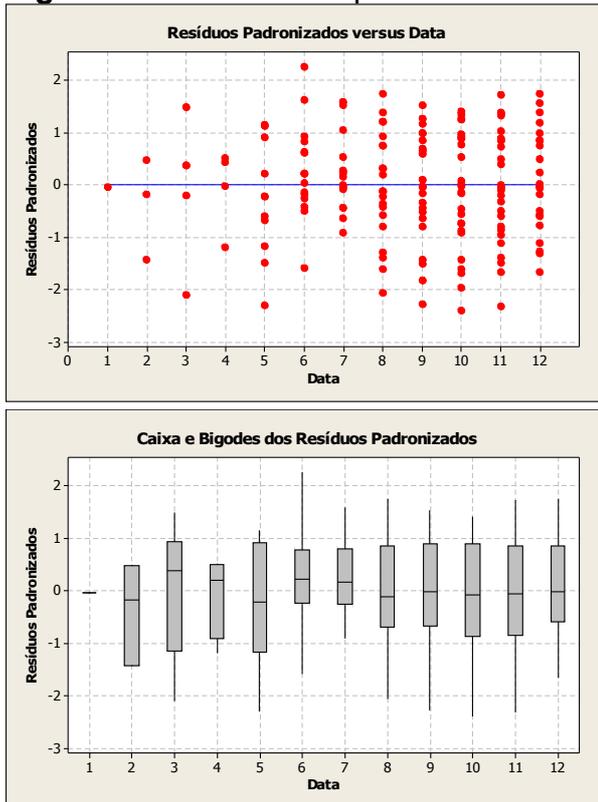
A análise dos valores de VIF e TOL ilustrados na parte A da tabela 9, para cada uma das variáveis independentes, não indica a existência de multicolinearidade problemática, pois todos os valores de VIF encontram-se abaixo do valor de referência de 10, e os valores de tolerância não explicam mais de 10% da variância de qualquer variável dependente, ou seja, não existem valores de TOL inferiores a 0,10 e não foi detectado multicolinearidade problemática.

A conclusão pode ser apoiada no emprego do procedimento em dois passos. Analisando o Índice de condição acima de 30 na parte B da tabela, selecionamos apenas o índice igual a 102, 5313 correspondente ao índice de condição número 8, mas nesta linha não são encontrados mais de duas variáveis com proporção de variância de coeficientes acima de 90%, somente é possível identificar uma variável independente correspondente a Ln(Renda) em proporção de variância de 0,9744, sublinhado na tabela 9, entretanto as demais variáveis independentes possuem proporções de variâncias bastante menores que 90% neste índice de condição.

- Avaliação da Autocorrelação Serial

A verificação da existência de problemas relacionados à autocorrelação serial será efetuada através da abordagem gráfica através do exame do gráfico dos resíduos versus variável data, caso o gráfico apresente os pontos dispersos de forma aleatória sem padrão particular definido representa a independência dos resíduos no tempo, ou seja, não há detecção da presença de autocorrelação serial.

Figura 25: Gráficos Dispersão e Caixa e Bigodes para Resíduos versus Data



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

Em função da escassez de dados na pesquisa, principalmente até o mês 4, percebe-se, no gráfico Caixa e Bigodes¹⁰, maior variação do estimador pontual, (representado pela linha central da Caixa), em relação aos meses subsequentes, onde, em função da maior quantidade de observações em cada mês, esta oscilação se reduz.

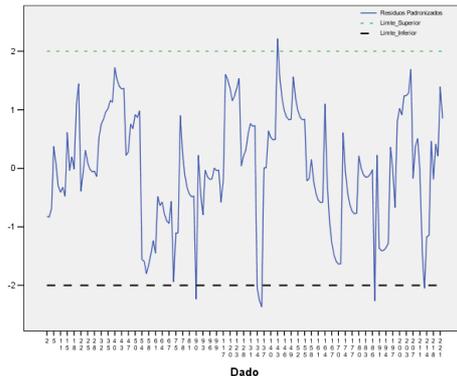
A conformação gráfica dos resíduos, representados na figura 25 não revela padrão nítido, os dados estão dispostos de forma aleatória ao longo do tempo, ou seja, os pontos encontram-se dispostos de forma independente e logo a análise gráfica não detecta a presença de autocorrelação serial dos erros.

- Análise da Influência de Valores dos Resíduos Extremos

A verificação de dados extremos pode ser efetuada pelo exame dos resíduos padronizados versus número do dado conforme figura 26:

¹⁰ O limite superior e inferior da caixa marcam os quartis superior e inferior da distribuição dos dados. O comprimento da caixa é a distância entre o 25^o e 75^o percentil, de forma que a caixa possui 50% dos valores centrais dos dados. A linha horizontal dentro da caixa representa a mediana. Quanto maior a caixa maior a dispersão dos dados. As linhas que se estendem de cada caixa representam à menor e à maior observação que estão a menos de um quartil da caixa (Hair, 2005, p.54).

FIGURA 26: Limites das Observações Extremas – Modelo (A)



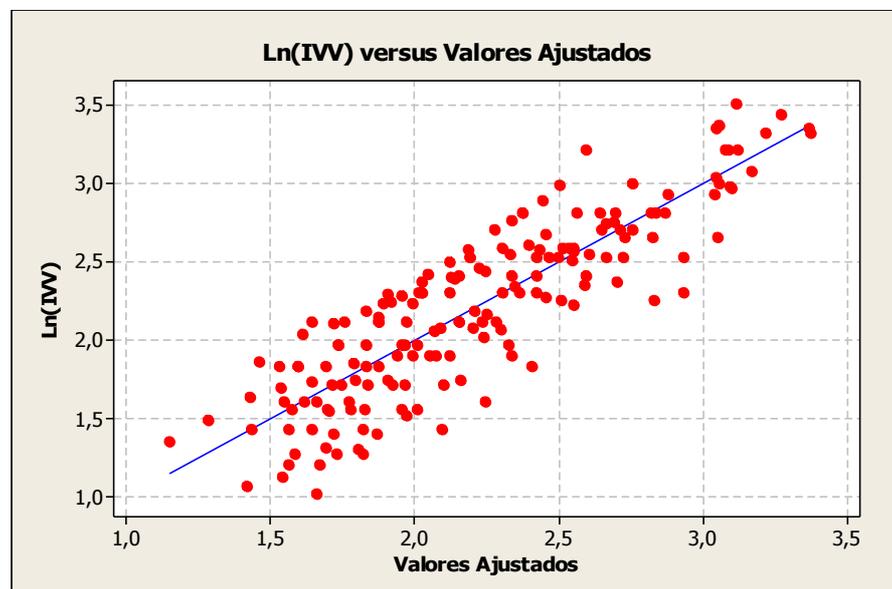
Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 13.0 for Windows

O exame do gráfico dos resíduos padronizados identifica os dados 90, 134, 135, 136, 143, 187, e 213 como observações que ultrapassam os valores absolutos de ± 2 desvios padrões.

Apesar de existirem sete valores extremos, correspondendo a 3,98% dos dados da amostra identificados no exame gráfico, optou-se por manter os dados no modelo visando evitar maior redução da amostra que conseqüentemente limitaria seu uso e poder de generalização do entendimento do mercado.

Para auxiliar a análise a figura 27 apresenta um gráfico de dispersão dos valores observados $\ln(\text{IVV})$ versus os valores ajustados pelo Modelo A.

FIGURA 27: Teste de Aderência Valores Observados Versus Valores Ajustados



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

O exame gráfico apresenta os pontos dispostos de forma homogênea em torno da reta, sem a presença de observações extremas que se destaquem da “nuvem” das observações, sendo que a reta apresenta inclinação bem próxima dos 45° a favor da aderência do modelo estimado.

4.7.2 Modelo de Regressão (B)

A segunda equação de regressão linear múltipla foi denominada de Modelo B, onde se procedeu à substituição da variável “Data” por um conjunto de variáveis dicotômicas, uma para cada mês de observação dos dados.

Após diversas simulações, na busca de uma equação que melhor se ajustasse aos dados, obtiveram-se os resultados apresentados na tabela que segue:

Tabela 10: Resultados de regressão múltipla referente ao Modelo (B)

Variáveis Independentes Incluídas: (Constante), Ln(Renda), out_08, ln(Qtipo), jun_08, jul_08, ago_08, nov_08, 1/Área Privativa, set_08, Estoque, Área Terraço, Tempo Decorrido

R Múltiplo	0,8708
R² Múltiplo	0,7583
R² Ajustado	0,7405
Erro Padrão da Estimativa	0,2847

	Análise de Variância				Significância Estatística (%)
	Somas dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	
Regressão	41,4277	12	3,4523	42,6059	0,0000
Resíduos	13,2077	163	0,0810		
Total	54,6354	175			

Variável Dependente Ln(IVV)	Transformação	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)		5,1701	0,6469	7,9922	0,0000
jun_08	x	-0,1718	0,0846	-2,0315	4,3828
jul_08	x	-0,3263	0,0853	-3,8253	0,0186
ago_08	x	-0,3978	0,0936	-4,2479	0,0036
set_08	x	-0,4620	0,0944	-4,8931	0,0002
out_08	x	-0,5008	0,1072	-4,6716	0,0006
nov_08	x	-0,4744	0,1332	-3,5610	0,0485
Tempo Decorrido	x	-0,1019	0,0186	-5,4821	0,0000
Estoque	x	-0,0147	0,0016	-8,9655	0,0000
Ln(Qtipo)	Ln(x)	0,1502	0,0307	4,8931	0,0002
1/Área Privativa	1/x	44,3963	8,7628	5,0664	0,0001
Área Terraço	x	0,0073	0,0018	4,0719	0,0073
Ln(Renda)	Ln(x)	-0,3978	0,0778	-5,1134	0,0001

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

De acordo com os resultados da tabela 10 a equação de regressão é:

$$\text{Ln(IVV)} = 5,1701 - 0,1718\text{jun}_08 - 0,3263\text{jul}_08 - 0,3978\text{ago}_08 - 0,4620\text{set}_08 - 0,5008\text{out}_08 - 0,4744\text{nov}_08 - 0,1019\text{Tempo Decorrido} - 0,0147 \text{ Estoque} + 0,1502\text{Ln(Qtipo)} + 44,3963(1/\text{Área Privativa}) + 0,0073\text{Área Terraço} - 0,3978\text{Ln(Renda)}$$

(19)

A análise dos resultados mostra que este modelo possui um R² (coeficiente de determinação) igual a 0,7583, ou seja, a equação consegue explicar 75,83% da variação da variável dependente Ln(IVV) em função das doze variáveis independentes incluídas.

Existe pouca diferença entre o R² (0,7583) e R² ajustado (0,7405) indicando que o modelo não possui variáveis independentes pouco importantes, mas variáveis selecionadas que realmente conseguem explicar a maior parte das variações de Ln(IVV).

A tabela de análise de variância (ANOVA) apresenta um teste F de 42,6059 correspondendo a uma significância estatística (<0,01%) menor que $\alpha = 10\%$ (adotado neste trabalho), portanto rejeita-se a hipótese de que o R^2 seja igual a zero. As variáveis independentes influenciam a variável dependente e o modelo é significativo. Neste modelo as variáveis dicotômicas referentes a dezembro de 2007 (dez_07) a maio de 2008 (mai_08) apresentaram significâncias estatísticas superiores a 10% e foram desconsideradas indicando não existirem alterações expressivas no IVV nestes meses. Portanto, os meses-base correspondem a todos os meses anteriores a Junho de 2008. Os coeficientes das variáveis dicotômicas mensais apresentaram uma nítida queda da velocidade de vendas dos imóveis no período de tempo analisado. Como exemplo, o coeficiente de out_08 indica que mantendo fixos Tempo Decorrido, Estoque, Qtipo, Área Privativa, Área de Terraço e Renda do Bairro, o $\ln(\text{IVV})$ se reduz em $-0,5008$, correspondendo a uma variação média na variável IVV em sua forma direta de aproximadamente -40% , pois $\Delta \text{IVV} = \text{Exp}(-0,5008) = -0,3940$.

A redução do IVV detectada pelas variáveis binárias deve-se a características não contempladas no modelo, ou seja, por condições não determinadas pelas demais variáveis explicativas incluídas no modelo.

Novamente, o efeito é negativo e de redução da velocidade de vendas na medida em que aumenta o período de exposição dos imóveis à venda em mercado, pois o coeficiente da variável tempo decorrido é igual a $0,1019$, incorrendo em uma redução percentual de aproximadamente 10% no IVV para cada mês a mais em que o imóvel permaneça disponível para venda, pois $\Delta \text{IVV} = \text{exp}(-0,1019) = -0,097$.

Os efeitos das demais variáveis independentes sobre a variável dependente são semelhantes às condições já relatadas no modelo anteriormente calculado.

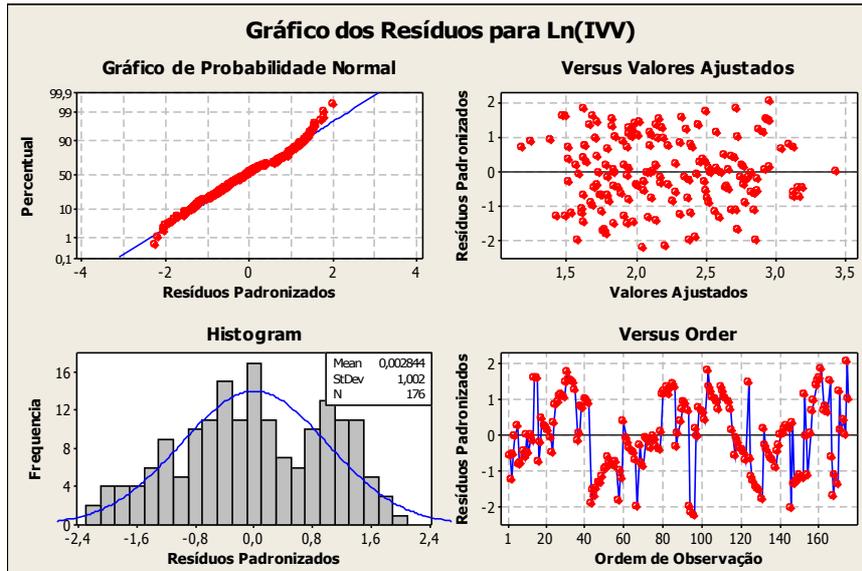
Verificação dos Pressupostos Estatísticos e Avaliação do Modelo (B)

- Linearidade, Normalidade e Homocedasticidade:

Os gráficos dos resíduos gerados pela modelo (B), representados pela equação ajustada aos dados conforme a equação de regressão (19) é apresentada na figura 27.

A análise gráfica dos resíduos versus valores estimados, representados pela figura 28, dá indicação de que os resíduos parecem distribuir-se aleatoriamente em volta da reta horizontal ($y=0$), com dispersão constante, sugerindo que não há violações sérias dos pressupostos de linearidade, homocedasticidade e possuem média próxima à nula ($0,002844$), conforme ilustrado pelo histograma.

FIGURA 28: Análise dos Resíduos



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

O gráfico de probabilidade normal apresenta os pontos distribuídos de forma próxima à linha reta, indicando que os resíduos possuem distribuição bastante aproximada à normal.

Os resultados do teste K-S efetuado sobre os resíduos padronizados do modelo (B) indicam uma estatística ($Z=0,9941$), correspondente a uma significância estatística de 27,63% (superior a 10%), indicando a aceitação da H_0 referente a normalidade de distribuição dos resíduos, confirmando a conclusão obtida no gráfico de probabilidade normal.

Tabela 11: Teste de Normalidade K-S

Teste de Normalidade de Kolmogorov-Smirnov	
	Resíduos Estudentizados
N	176
Média	0,0028
Desvio Padrão	1,0024
Kolmogorov-Smirnov Z	0,9941
Significância Estatística (%)	27,6330

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

A tabela 12 apresenta os resultados do teste de Pesaran-Pesaran para detecção da presença de heterocedasticidade.

Tabela 12: Teste Pesaran-Pesaran para o Modelo (B)Variáveis Independentes: (Constante), $Y^2_{estimado}$

R Múltiplo	0,0711
R² Múltiplo	0,0051
R² Ajustado	-0,0007
Erro Padrão da Estimativa	1,0086

Análise de Variância					
	Soma dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	Significância Estatística (%)
Regressão	0,8985	1	0,8985	0,8833	34,8593
Resíduos	176,9939	174	1,0172		
Total	177,8925	175			

Variável Dependente u^2	Coefficiente	Erro Padrão do Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)	0,9935	0,1045	9,5110	0,0000
$Y^2_{estimado}$	-0,0677	0,0720	-0,9399	34,8593

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

O teste de Pesaran-Pesaran apresenta um F igual 0,8833 conforme a análise de variância e significância estatística de 34,86%, logo não existem evidências para rejeição da H_0 de homocedasticidade dos resíduos do modelo (B).

Submetendo-se os resíduos ao teste sugerido por White (1980), resultados indicados na tabela 13, também não é possível encontrar evidências para se rejeitar a H_0 de Homocedasticidade dos resíduos, pois o teste resulta em um F igual a 0,9869 com significância estatística de 37,4824% (maior que 10%).

Tabela 13: Teste White para o Modelo (B)Variáveis incluídas: (constante), $Y_{estimado}$, $Y^2_{estimado}$

R Múltiplo	0,1062
R² Múltiplo	0,0113
R² Ajustado	-0,0001
Erro Padrão da Estimativa	0,0817

Análise de Variância					
	Somas dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	Significância Estatística (%)
Regressão	0,0132	2	0,0066	0,9869	37,4824
Resíduos	1,1548	173	0,0067		
Total	1,1680	175			

Variável Dependente u^2	Transformação	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)		0,0259	0,1280	0,2022	83,9963
$Y_{estimado}$	x	0,0617	0,1159	0,5324	59,5144
$Y^2_{estimado}$	x	-0,0170	0,0253	-0,6716	50,2727

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

A regressão auxiliar para o teste de White pode ser escrita:

$$u^2 = 0,0259 + 0,0617 Y_{estimado} - 0,0170 Y^2_{estimado} \quad (19)$$

Nenhum dos parâmetros estimados apresentou-se significativo sob o teste bicaudal t de Student.

Portanto, segundo evidências gráficas e estatísticas sugerem que os resíduos correspondentes ao modelo (B) possuem distribuição normal e são homocedásticos.

- Avaliação da Multicolinearidade

A verificação de presença de multicolinearidade, em grau prejudicial, feita através da análise dos valores correspondentes as tolerâncias (TOL) e Fatores de Inflação de Variância não indicam a presença de elevada colinearidade entre as variáveis incluídas no modelo de regressão (A).

A parte A da tabela 14 não apresenta nenhuma das TOL abaixo de 0,10 e nenhum dos Fatores de Inflação de Variância acima de 10, logo as colinearidades existentes entre as variáveis independentes do modelo B são aceitáveis e não oferecem efeitos prejudiciais as variâncias dos parâmetros estimados.

Tabela 14: Teste da Multicolinearidade do Modelo (B)

PARTE A : AVALIAÇÃO DOS VALORES DE TOLERÂNCIA E FIV

Variável Dependente Ln(IVV)	Transformação	Tolerance	VIF
jun_08	x	0,7380	1,3550
jul_08	x	0,6021	1,6608
ago_08	x	0,4800	2,0834
set_08	x	0,4102	2,4381
out_08	x	0,3085	3,2420
nov_08	x	0,2283	4,3802
Tempo Decorrido	x	0,2422	4,1281
Estoque	x	0,4226	2,3665
Ln(Qtipo)	Ln(x)	0,3294	3,0362
1/Área Privativa	1/x	0,5002	1,9991
Área Terraço	x	0,3651	2,7393
Ln(Renda)	Ln(x)	0,8512	1,1749

PARTE B: ÍNDICES DE CONDIÇÃO E MATRIZ DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS COEFICIENTES

Número	Autovalor	Índice de Condição	Decomposição da variância													
			(Constante)	jun_08	jul_08	ago_08	set_08	out_08	nov_08	Tempo Decorrido	Estoque	Ln(Qtipo)	1/Área Privativa	Área Terraço	Ln(Renda)	
1	6,09	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	1,15	2,30	0,00	0,01	0,00	0,02	0,02	0,00	0,04	0,00	0,06	0,00	0,00	0,06	0,00	0,00
3	1,05	2,41	0,00	0,19	0,07	0,04	0,01	0,04	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00
4	1,00	2,47	0,00	0,09	0,28	0,01	0,06	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
5	1,00	2,47	0,00	0,26	0,00	0,18	0,03	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6	1,00	2,47	0,00	0,02	0,09	0,06	0,08	0,09	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7	0,94	2,55	0,00	0,00	0,00	0,05	0,08	0,04	0,04	0,00	0,03	0,00	0,00	0,07	0,00	0,00
8	0,46	3,62	0,00	0,03	0,01	0,00	0,02	0,00	0,00	0,01	0,27	0,00	0,00	0,22	0,00	0,00
9	0,21	5,42	0,00	0,31	0,28	0,20	0,16	0,11	0,06	0,02	0,08	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00
10	0,05	10,64	0,00	0,02	0,02	0,02	0,05	0,05	0,04	0,02	0,51	0,84	0,04	0,06	0,00	0,00
11	0,04	12,98	0,00	0,06	0,19	0,32	0,38	0,50	0,60	0,70	0,02	0,03	0,08	0,00	0,00	0,00
12	0,01	24,18	0,02	0,01	0,05	0,10	0,09	0,13	0,15	0,25	0,00	0,09	0,81	0,57	0,03	0,00
13	0,00	101,82	0,98	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,06	0,01	0,97	0,00

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 16.0 for Windows

A conclusão é confirmada no emprego do procedimento em dois passos. Analisando o Índice de condição acima de 30, selecionamos apenas o índice igual a 101,82, correspondente ao índice de condição número 13, mas nesta linha não são encontrados mais de duas variáveis com proporção de variância de coeficientes acima de 90%. Somente é possível identificar uma variável independente correspondente a Ln(Renda) em proporção de variância de 0,9.

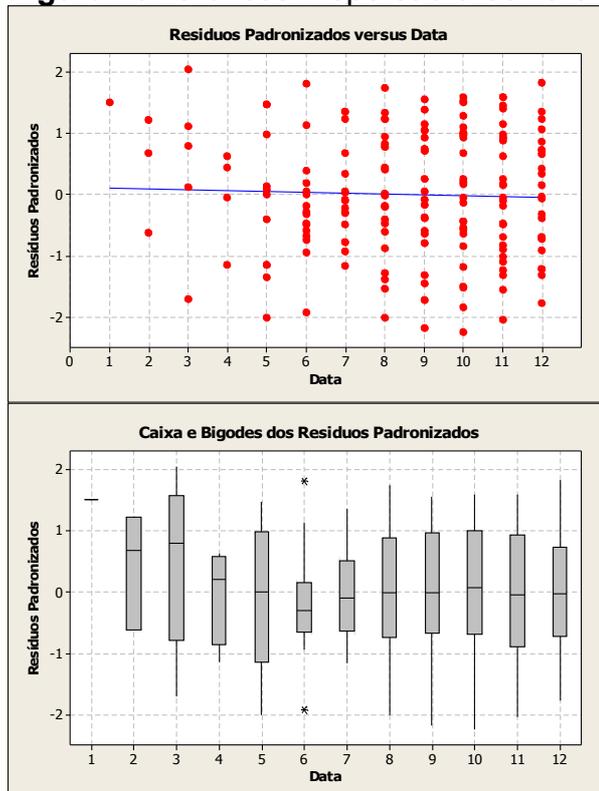
Entretanto as demais variáveis independentes possuem proporções de variâncias bastante menores que 90% neste índice de condição.

- Avaliação da Autocorrelação

A verificação da presença de autocorrelação serial nos resíduos do modelo (B) pode ser verificada pela análise dos resíduos versus data representados na figura 29.

Nele não é possível identificar qualquer tipo de padrão, pois os pontos encontram-se distribuídos aleatoriamente indicando ausência de autocorrelação do modelo de regressão B.

Figura 29: Gráficos Dispersão e Caixa e Bigodes para Resíduos versus Data



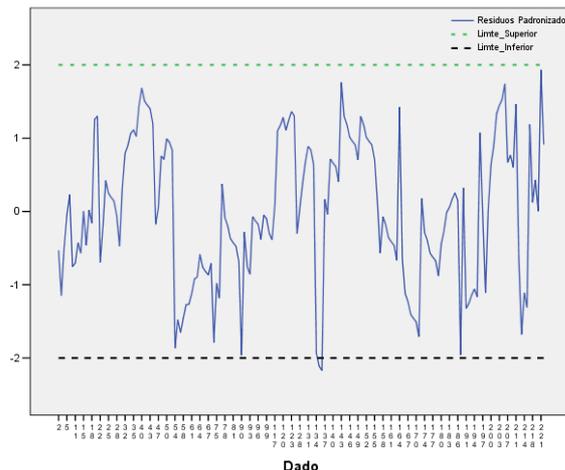
Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

O gráfico do caixa e bigodes assinala redução da oscilação dos valores medianos dos resíduos, principalmente após o mês 6 (maio de 2008) a favor da hipótese de ausência de autocorrelação serial dos resíduos.

- Análise da Influência de Valores dos Resíduos Extremos

O gráfico representado pela figura 30 mostra que os dados 135 e 136 ultrapassam os limites de ± 2 desvios padrões, entretanto tais dados foram mantidos no cálculo do modelo (B), pois a influência nas estimativas foi considerada pouco significativa.

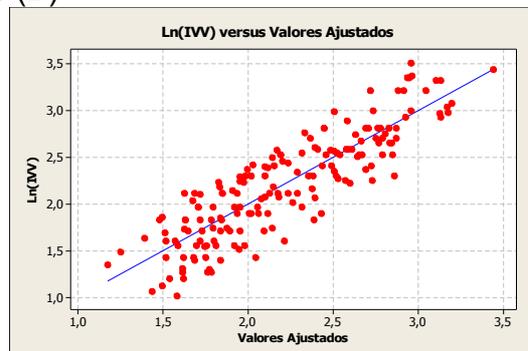
FIGURA 30: Limites das Observações Extremas – Modelo (B)



Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 13.0 for Windows

Visando complementar a análise, o gráfico de dispersão da variável dependente $\ln(\text{IVV})$ versus valores estimados pelo modelo (B) está representado através da figura 31. Nela percebe-se que a reta de tendência ajustada possui inclinação de aproximadamente 45° (reta onde $x=y$) sugerindo boa aderência aos dados coletados. A distribuição dos pontos em torno da reta é uniforme e sem evidência de pontos excessivamente discrepantes.

FIGURA 31: Teste de Aderência Valores Observados Versus Valores Ajustados – Modelo (B)



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

4.7.3 Modelo de Regressão (C)

A terceira regressão, denominada de modelo (C), é uma extensão do modelo anterior onde se efetuou a substituição da variável Proxy de localização “Renda” por um conjunto de variáveis dicotômicas, uma para cada bairro.

Após diversas simulações, apresentam-se na tabela 15 os resultados estatísticos da regressão obtida:

Tabela 15: Resultados de regressão múltipla referente ao Modelo (C)

Variáveis Incluídas: (Constante), Novo Mundo, Ln(Qtipo), mai_08, jun_08, abr_08, jul_08, Uberaba, ago_08, mar_08, nov_08, Área Privativa (m²), set_08, Estoque, Portão, Área Terraço (m²), out_08

R Múltiplo	0,8619
R² Múltiplo	0,7430
R² Ajustado	0,7171
Erro Padrão da Estimativa	0,2972

Análise de Variância					
	Soma dos Quadrados	gl	Quadrado Médio	F	Significância Estatística (%)
Regressão	40,5915	16	2,5370	28,7227	0,0000
Resíduos	14,0439	159	0,0883		
Total	54,6354	175			

Variável Dependente Ln(IVV)	Transformação	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)		4,3974	0,2697	16,3023	0,0000
mar_08	x	-0,3168	0,1802	-1,7575	8,0755
abr_08	x	-0,5011	0,1654	-3,0293	0,2861
mai_08	x	-0,6117	0,1873	-3,2653	0,1339
jun_08	x	-0,8299	0,1867	-4,4452	0,0016
jul_08	x	-1,0859	0,1838	-5,9076	0,0000
ago_08	x	-1,2599	0,1836	-6,8619	0,0000
set_08	x	-1,4028	0,1821	-7,7046	0,0000
out_08	x	-1,5426	0,1813	-8,5094	0,0000
nov_08	x	-1,6388	0,1824	-8,9826	0,0000
Estoque	x	-0,0129	0,0017	-7,6608	0,0000
Ln(Qtipo)	Ln(x)	0,1365	0,0347	3,9361	0,0124
Área Privativa	x	-0,0130	0,0037	-3,5369	0,0531
Área Terraço	x	0,0081	0,0027	3,0557	0,2634
Portão	x	-0,5636	0,0887	-6,3529	0,0000
Uberaba	x	-0,5815	0,1276	-4,5561	0,0010
Novo Mundo	x	-0,8817	0,1778	-4,9591	0,0002

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 13.0 for Windows

De acordo com os resultados a regressão calculada é:

$$\text{Ln(IVV)} = 4,3974 - 0,3168 \text{ mar}_08 - 0,5011 \text{ abr}_08 - 0,6117 \text{ mai}_08 - 0,8299 \text{ jun}_08 - 1,0859 \text{ jul}_08 - 1,2599 \text{ ago}_08 - 1,4028 \text{ set}_08 - 1,5426 \text{ out}_08 - 1,6388 \text{ nov}_08 - 0,0129 \text{ Estoque} + 0,1365 \text{ Ln(Qtipo)} - 0,0130 \text{ Área Privativa} + 0,0081 \text{ Área Terraço} - 0,5636 \text{ Portão} - 0,5815 \text{ Uberaba} - 0,8817 \text{ Novo Mundo} \quad (20)$$

A análise dos resultados contidos na tabela 15 mostra que este modelo possui um R² (coeficiente de determinação) igual a 0,7430, ou seja, a equação consegue explicar 74,30% da variação da variável dependente Ln(IVV) em função das dezesseis variáveis independentes incluídas.

A tabela de análise de variância (ANOVA) apresenta um teste F de 28,7227 correspondendo a uma significância estatística (<0,01%) menor que $\alpha = 10\%$ (adotado neste trabalho), portanto rejeita-se a hipótese de que o R² seja igual a zero. As variáveis independentes influenciam a variável dependente e o modelo é significativo.

A variável "Tempo Decorrido" teve que ser desconsiderada no modelo C, pois apresentou um grau de colinearidade problemático com as demais variáveis em prejuízo a qualidade estatística.

As variáveis dicotômicas referentes a dezembro de 2007 (dez_07) a fevereiro de 2008 (fev_08) apresentaram significâncias estatísticas superiores a 10% e foram desconsideradas, indicando que não existem alterações expressivas no IVV nestes meses para este modelo. Portanto, os meses-base

correspondem a todos os meses anteriores a Março de 2008. Os coeficientes das variáveis dicotômicas mensais apresentaram uma nítida queda da velocidade de vendas dos imóveis no período de tempo analisado.

As variáveis binárias de localização correspondentes aos bairros “Capão Raso” e “Costeira” não apresentaram nível de significância estatística adequado e foram desconsideradas do modelo, logo estes serão os bairros bases para a análise dos coeficientes das variáveis incluídas “Portão”, “Uberaba” e “Novo Mundo”. Analisando os coeficientes calculados para as variáveis binárias de localização, verifica-se que, mantendo-se as demais características fixas de determinado imóvel, a velocidade de vendas sofre redução quando comparado com os bairros Capão Raso e Costeira, sendo que o Novo Mundo é o bairro que sofre maior redução (coeficiente de -0,8817). Os outros bairros (Portão e Uberaba) sofrem menores reduções de velocidade de vendas com coeficientes de menor valor (0,5636 e -0,5815).

A redução do IVV detectada pelas variáveis binárias deve-se a características não contempladas no modelo, ou seja, por condições não determinadas pelas demais variáveis explicativas incluídas no modelo. Os efeitos das demais variáveis independentes sobre a variável dependente são semelhantes às condições já relatadas no modelo anteriormente calculado.

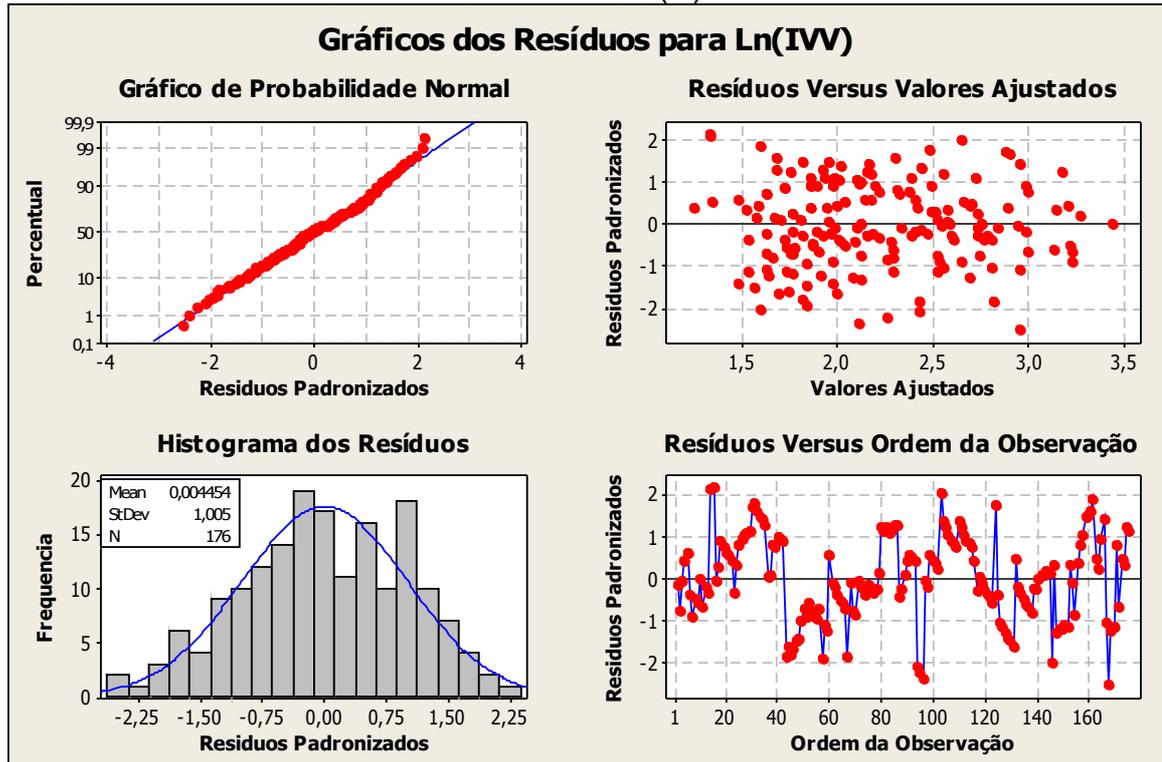
Verificação dos Pressupostos Estatísticos e Avaliação do Modelo

(C)

- Linearidade, Normalidade e Homocedasticidade:

Os gráficos dos resíduos gerados pela modelo (C) são apresentados na figura 32. Os resíduos versus valores estimados indicam que os resíduos distribuem-se aleatoriamente em volta da reta horizontal ($y=0$), com dispersão constante, sugerindo que não há violações sérias dos pressupostos de linearidade e homocedasticidade, possuem média próxima a nula (0,0044) conforme ilustrado pelo histograma.

FIGURA 32: Análise dos Resíduos – Modelo (C)



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

O gráfico histograma e de probabilidade normal revelam que os resíduos apresentam distribuição seguindo a curva normal, não sendo detectada violação desta hipótese no modelo (C) calculado.

Os resíduos foram submetidos ao teste de normalidade KS e seus resultados são apresentados abaixo:

Tabela 16: Teste de Normalidade K-S

Teste de Normalidade de Kolmogorov-Smirnov	
	Resíduos Estudentizados
N	176
Média	0,0045
Desvio Padrão	1,0046
Kolmogorov-Smirnov Z	0,7377
Significância Estatística (%)	64,7928

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 17.0 for Windows

O teste KS de normalidade resulta em uma estatística z de 0,7377 correspondente a uma significância de 64,7928% não existindo evidências para rejeição da hipótese nula de normalidade, logo os resíduos possuem distribuição normal. O teste de Pesaran-Pesaran foi aplicado ao modelo (tabela 17) e segundo o teste F (0,1486) não apresentaram resultados estatisticamente significativos (significância = 70,039%) para rejeição da hipótese nula de presença de homocedasticidade, logo a regressão calculada possui resíduos homocedásticos.

Tabela 17: Teste Pesaran-Pesaran para o Modelo (B)Variáveis Independentes: (Constante), Y^2_{estimado}

R Múltiplo	0,0292
R² Múltiplo	0,0009
R² Ajustado	-0,0049
Erro Padrão da Estimativa	1,0924

	Análise de Variância				
	Soma dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	Significância Estatística (%)
Regressão	0,1773	1	0,1773	0,1486	70,0390
Resíduos	207,6534	174	1,1934		
Total	207,8307	175			

Variável Dependente u^2	Coefficiente	Erro Padrão do Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)	0,9308	0,1088	8,5577	0,0000
Y^2_{estimado}	-0,0275	0,0715	-0,3854	70,0390

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 17.0 for Windows

Aplicando o teste de White aos resíduos (tabela 18) também não é possível detectar a presença de heterocedasticidade, pois o teste F (1,1156) não apresentou evidências (significância = 33,0067%) para rejeição da hipótese nula de resíduos homocedásticos, logo o modelo apresenta resíduos homocedásticos de acordo com o teste de White.

Tabela 18: Teste de White para o Modelo (C)Variáveis incluídas: (constante), Y_{estimado} , Y^2_{estimado}

R Múltiplo	0,1128
R² Múltiplo	0,0127
R² Ajustado	0,0013
Erro Padrão da Estimativa	0,0962

	Análise de Variância				
	Somas dos Quadrados	gl	Quadrados Médios	F	Significância Estatística (%)
Regressão	0,0206	2	0,0103	1,1156	33,0067
Resíduos	1,6008	173	0,0093		
Total	1,6214	175			

Variável Dependente u^2	Transformação	Coefficiente	Erro Padrão de Coeficiente	t	Significância Estatística (%)
(Constante)		0,1426	0,1485	0,9604	33,8204
Y_{estimado}	x	-0,0344	0,1324	-0,2594	79,5598
Y^2_{estimado}	x	0,0026	0,0286	0,0901	92,8345

Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 17.0 for Windows

- Avaliação da Multicolinearidade

A análise dos valores correspondentes as tolerâncias (TOL) e Fatores de Inflação de Variância (FIV) não indicam a presença de elevada colinearidade entre as variáveis incluídas no modelo de regressão (C). Nenhuma das TOL está abaixo de 0,10 e nenhum dos Fatores de Inflação de Variância acima de 10, logo as colinearidades existentes entre as variáveis independentes do modelo C são aceitáveis e não oferecem efeitos prejudiciais às variâncias dos parâmetros estimados.

Tabela 19: Teste da Multicolinearidade do Modelo (C)

PARTE A : AVALIAÇÃO DOS VALORES DE TOLERÂNCIA E FIV

Variável Dependente	Transformação	Tolerance	FIV
mar_08	x	0,6955	1,4378
abr_08	x	0,3130	3,1950
mai_08	x	0,1730	5,7799
jun_08	x	0,1650	6,0599
jul_08	x	0,1414	7,0745
ago_08	x	0,1361	7,3472
set_08	x	0,1202	8,3163
out_08	x	0,1176	8,5052
nov_08	x	0,1327	7,5345
Estoque	x	0,4367	2,2901
Ln(Qtipo)	Ln(x)	0,2813	3,5549
Área Privativa	x	0,2626	3,8079
Área Terraço	x	0,1806	5,5365
Portão	x	0,3030	3,2999
Uberaba	x	0,2616	3,8225
Novo Mundo	x	0,2168	4,6123

PARTE B: ÍNDICES DE CONDIÇÃO E MATRIZ DE DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS COEFICIENTES

Número	Autovalor	Índice de Condição	Constant ()	mar_08	abr_08	mai_08	jun_08	jul_08	ago_08	set_08	out_08	nov_08	Estoque	ln(Qtipo)	Área Privativa	Área Terraço	Portão	Uberaba	Novo Mundo
1	5	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	1	1,90	0,00	0,17	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,06
3	1	2,13	0,00	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,04	0,00	0,02	0,00
4	1	2,18	0,00	0,01	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,09	0,00
5	1	2,31	0,00	0,00	0,00	0,07	0,01	0,00	0,01	0,00	0,01	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6	1	2,31	0,00	0,02	0,02	0,02	0,00	0,03	0,01	0,00	0,03	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7	1	2,31	0,00	0,01	0,01	0,00	0,09	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
8	1	2,31	0,00	0,00	0,01	0,00	0,02	0,03	0,04	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
9	1	2,31	0,00	0,00	0,00	0,02	0,01	0,02	0,02	0,03	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	1	2,37	0,00	0,11	0,14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,04	0,00
11	1	2,41	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,01	0,02	0,00	0,02	0,04	0,00	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00
12	1	3,14	0,00	0,50	0,07	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,16
13	0	4,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,41	0,00	0,00	0,14	0,03	0,03	0,00
14	0	9,01	0,00	0,00	0,02	0,03	0,01	0,02	0,02	0,02	0,02	0,03	0,20	0,15	0,00	0,03	0,76	0,27	0,11
15	0	11,17	0,01	0,05	0,12	0,11	0,11	0,13	0,13	0,11	0,11	0,13	0,25	0,65	0,00	0,11	0,06	0,13	0,01
16	0	20,73	0,04	0,08	0,29	0,34	0,35	0,34	0,34	0,38	0,38	0,35	0,02	0,18	0,42	0,38	0,12	0,37	0,38
17	0	34,56	0,95	0,04	0,27	0,38	0,38	0,41	0,41	0,41	0,41	0,39	0,01	0,00	0,58	0,29	0,00	0,03	0,27

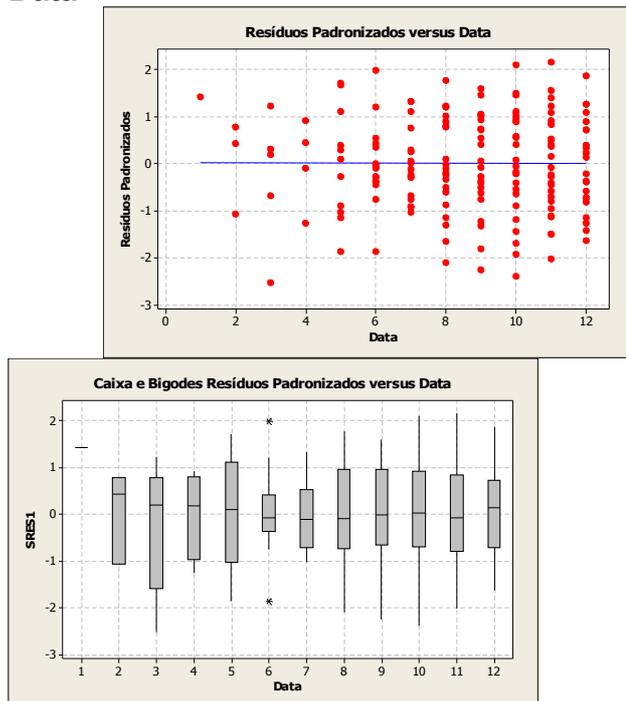
Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 17.0 for Windows

No procedimento em dois passos, no índice de condição acima de 30, seleciona-se apenas o índice igual a 34,56, correspondente ao índice de condição número 17, mas nesta linha não são encontradas mais de duas variáveis com proporção de variância de coeficientes acima de 90%, confirmando a ausência de multicolinearidade problemática segundo os valores de TOL e FIV.

- Avaliação da Autocorrelação

Não é possível identificar qualquer tipo de padrão no gráfico de dispersão da figura 33, pois os pontos encontram-se distribuídos aleatoriamente indicando ausência de autocorrelação do modelo de regressão C.

Figura 33: Gráficos Dispersão e Caixa e Bigodes para Resíduos versus Data



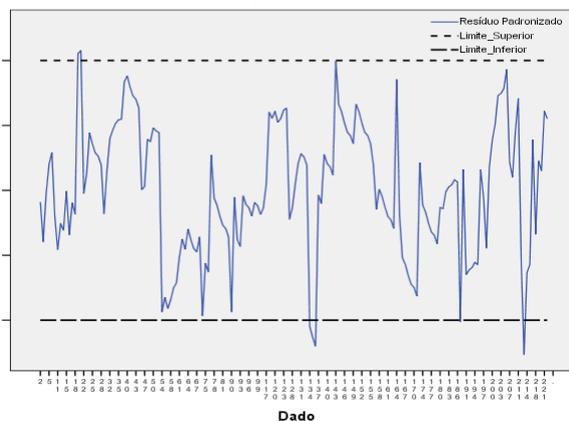
Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

O gráfico de caixa e bigodes é favorável a hipótese de ausência de autocorrelação serial dos resíduos, pois os valores medianos para cada mês são estáveis e com reduzidas oscilações, principalmente após o mês 5 (abril de 2008).

- Análise da Influência de Valores dos Resíduos Extremos

A figura 34 mostra que os dados 20, 21, 134, 135, 136, 187 e 1213 possuem resíduos padronizados que ultrapassam os limites de 2 desvios padrões em termos absolutos, entretanto tais dados foram mantidos no cálculo do modelo (C), pois a influência nas estimativas foi considerada pouco significativa.

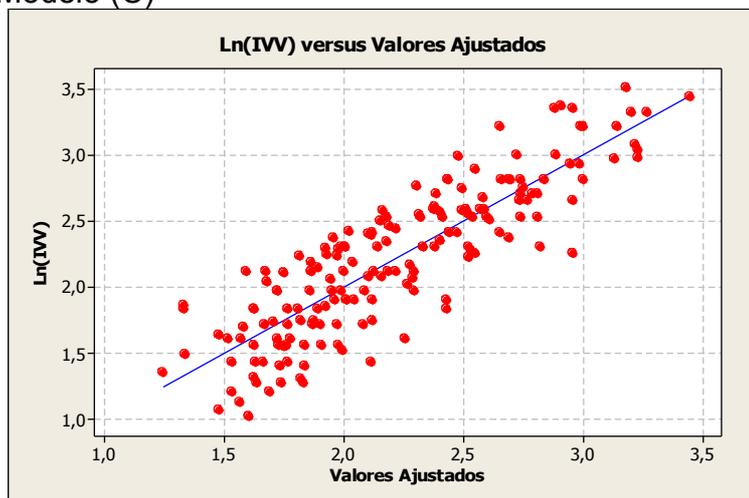
FIGURA 34: Limites das Observações Extremas – Modelo (C)



Fonte: elaboração dos autores através software SPSS 13.0 for Windows

Analisando-se o gráfico de dispersão da variável dependente Ln(IVV) versus valores estimados pelo modelo (C) na figura 35, percebe-se que a reta de tendência possui inclinação de aproximadamente 45° (reta onde x=y), sugerindo boa aderência ao dados coletados. A distribuição dos pontos em torno da reta é uniforme e sem evidência de pontos excessivamente discrepantes.

FIGURA 35: Teste de Aderência Valores Observados Versus Valores Ajustados – Modelo (C)



Fonte: elaboração dos autores através software MINITAB 15.0 for Windows

5. EXEMPLO DE UTILIZAÇÃO DOS MODELOS ESTATÍSTICOS

Com a finalidade ilustrar a forma de utilização dos modelos de regressão inferidos, propõe-se o caso hipotético da necessidade de estimar o IVV de um determinado empreendimento, com 95 unidades habitacionais subdivididas em quatro tipologias (A, B, C e E) que se encontra em fase de vendas.

As características deste empreendimento e os valores do Índice de Velocidade de Vendas - IVV (%/mês) - e Velocidade de Vendas – VV(UH/mês) estimados pelos modelos, para referência de setembro de 2008, encontram-se apresentados na tabela abaixo:

Tabela 20: Exemplo Hipotético de Utilização dos Modelos Estatísticos

Apartamento Tipo	Cidade	Bairro	Data Lançamento	Data	Tempo Decorrido	Qtipo	Estoque	Elevador	PlayGround	Piscinas	Saunas	Salão de Festas	Salão de Jogos	Vagas descobertas	Vagas Cobertas	Área Privativa	Área de Terraço	Salas	Dormitórios	BWC	Suíte	Renda	Estimativas IVV (%/mês)		
																							Modelo A	Modelo B	Modelo C
A	Curitiba	Portão	4	10	6	40	30	0	1	0	0	1	0	0	1	60,00	0,00	1	2	2	0	3397	5,66	5,57	5,87
B	Curitiba	Portão	4	10	6	30	15	0	1	0	0	1	0	0	1	80,00	20,00	1	3	3	0	3397	6,41	6,39	6,21
C	Curitiba	Portão	4	10	6	15	10	0	1	0	0	1	0	0	1	80,00	0,00	1	3	3	1	3397	5,17	5,35	5,13
D	Curitiba	Portão	4	10	6	10	10	0	1	0	0	1	0	0	1	60,00	20,00	1	2	2	1	3397	7,20	7,01	7,39
					Total	95																Média Ponderada	5,98	5,94	6,02
																						Tempo Médio (meses)	16,72	16,83	16,60

Fonte: elaboração dos autores

O empreendimento foi lançado no mercado em março/2008 (Data Lançamento = 4). As estimativas do IVV foram determinadas pelos três modelos apresentados, conforme as três últimas colunas da tabela 20 e

calculadas para o mês de referência setembro/2008 (Data = 10), portanto o tempo decorrido desde o lançamento até o mês de referência totaliza seis meses.

Os apartamentos são distribuídos da seguinte forma: 40 unidades do tipo A, 30 unidades do tipo B, 15 unidades dos tipos C e 10 unidades do tipo D.

Os resultados das previsões fornecidas pelos modelos, para cada um dos apartamentos tipo, são bastante próximos. Como exemplo, para apartamentos do Tipo A, o IVV, segundo o primeiro modelo, é de, em média, 5,66% das unidades desta tipologia vendidas a cada mês. Em termos de Unidades Habitacionais, corresponde a 2,26 de apartamentos do tipo A vendidos em média mensalmente ($5,66 \cdot 40 / 100 = 2,26$ UH/mês). O IVV previsto para apartamentos do tipo A segundo os Modelos B e C são próximos e iguais a 5,57 %/mês e 5,87 %/mês, respectivamente. Para as demais tipologias verificamos que os resultados gerados também não apresentaram diferenças significativas entre si.

Na prática, o conhecimento da velocidade média de vendas de parte do empreendimento não é suficiente, faz-se necessário estabelecer um IVV médio do empreendimento como um todo. Para isto, o cálculo do IVV de todo o empreendimento pode ser obtido através da adoção do cálculo da média ponderada pela quantidade de UH existente em cada tipologia, pois a média ponderada leva em consideração a importância relativa da quantidade de unidades de cada tipo de apartamento.

Outro importante resultado que pode ser extraído das estimativas referente aos IVV médios do empreendimento é o tempo médio necessário para que a todas as unidades sejam comercializadas. Desta forma, a tabela 20 informa o tempo médio de venda (em meses) previsto em cada um dos modelos. O modelo A resulta em um IVV Médio ponderado de 5,98% dos 95 apartamentos vendidos ao mês, portanto, fazendo a divisão de 100% pelo IVV médio de todo o empreendimento, o resultado fornece a quantidade média de meses necessária para vender todas as unidades.

No exemplo, se considerarmos o IVV médio de 5,98%/mês, determinado através do modelo (A), o empreendimento levará aproximadamente 16,72 meses ($100 / 5,98 = 16,72$) para ser totalmente vendido. O mesmo cálculo pode ser efetuado para os resultados gerados pelos demais modelos, conforme apresentado na tabela 20 segundo modelo (B) a previsão de venda é de 16,83 meses ($100 / 5,94 = 16,83$) e segundo o modelo C o tempo de venda é de 16,60 meses ($100 / 6,02 = 16,60$). É possível verificar que, caso todas as condições permaneçam constantes, o tempo médio venda de todo o empreendimento, para o mês de referência setembro/2008, estará compreendido entre 16 e 17 meses.

6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

A análise de regressão linear aplicada a Dados em Painel revela-se bastante útil na construção de modelos que tenham a capacidade de explicar o comportamento da velocidade de vendas de imóveis.

Verifica-se que os modelos gerados apresentam qualidades estatísticas satisfatórias e possuem relevância prática dentro da Engenharia de Avaliações, sendo capazes de identificar as variáveis relevantes na sua formação e do quanto as mesmas interferem na velocidade de vendas dos imóveis.

Também permitem prever quais tipologias de imóveis possuem maior facilidade de absorção no mercado, seu tempo médio de comercialização, além de possibilitarem ao avaliador definir características importantes nos estudos de análise de investimentos para novos empreendimentos.

As regressões apresentadas mostraram a viabilidade da aplicação da técnica estatística, inclusive com modos diferentes de se considerar os efeitos de localização (Proxy ou dicotomia múltipla) e efeitos temporais com apenas uma variável de data ou através de um conjunto de variáveis binárias.

Os modelos de regressão de dados em painel geralmente estão sujeitos a problemas de multicolinearidade, devido a repetição de observações com diversas características que não se alteram no tempo. Este foi o fato que ocasionou a desconsideração, nos modelos apresentados, de diversas variáveis qualitativas como: suíte, elevador, playground, dentre outras. A avaliação do grau de multicolinearidade merece atenção especial, pois pode dificultar a estimação exata de alguns parâmetros.

A repetição de informações de variáveis binárias (suíte, elevador, varanda, etc), que não variam ao longo do tempo, pode dificultar a abordagem do modelo de regressão com Dados em Painel, prejudicando a identificação do impacto dessas variáveis sobre a variável dependente.

A utilização de muitas variáveis binárias, como no caso do modelo C deste trabalho, pode gerar acentuada redução nos graus de liberdade. Este problema deve ser devidamente estudado pelo avaliador e comparado com a quantidade de dados disponíveis existentes.

Esclarece-se também que, a apresentação dos cálculos foi simplificada, para possibilitar a estimação dos parâmetros pelo uso do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), disponível na maioria dos pacotes de programas estatísticos oferecidos no mercado e voltados à Engenharia de Avaliações.

Existe outra técnica alternativa para tratamento dos Dados em Painel, conhecida como modelos de regressão de efeitos aleatórios e que exigem menor quantidade de graus de liberdade para estimação dos parâmetros. Neste caso, o intercepto deixa de ser tratado como fixo para cada um dos indivíduos observados, para ser tratado como variável aleatória. Entretanto, segundo Gujarati (2006), o método adequado de estimação dos parâmetros neste caso não é mais o MQO, mas o Método dos Mínimos Quadrados Generalizados (MQG).

O estudo da análise de regressão com Dados em Painel é vasto e complexo. Portanto, a aplicação dos conceitos referentes a este tipo de regressão utilizada neste trabalho não esgota o assunto, e nem esta foi a pretensão dos autores.

Concluimos que é possível ao avaliador, através da construção de bases de dados organizadas em painel e aplicando a metodologia proposta, elaborar estudo semelhante para outras tipologias de imóveis, como lojas, conjuntos comerciais, casas e terrenos.

Acreditamos que a metodologia de análise proposta possa auxiliar o engenheiro de avaliações na análise de viabilidade econômica de empreendimentos, subsidiando a tomada de decisão do incorporador na deliberação do que edificar visando à maximização do lucro e a minimização do risco, e da instituição financeira na avaliação do risco de crédito no financiamento de um empreendimento.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BALTAGI, Badi H. **Econometric Analysis of Panel Data** – Nova York: John Wiley and Sons, 1995.

BISQUERRA, Rafael **Introdução à Estatística: enfoque informático com o pacote estatístico SPSS** – Porto Alegre: Artmed, 2004.

CORRAR, Luiz J. ; Edilson Paulo, José Maria Dias **Análise Multivariada: para cursos de administração, ciências contábeis e economia** FIPECAFI – Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras - São Paulo:Atlas, 2007.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria Básica**; tradução da quarta edição por Maria José Cyhlar Monteiro – Rio de Janeiro: Elsevier, 2006

HAIR, Jr., J.F.; Anderson, R.E.; TATHAN, R.L.; BLACK, W.C. **Análise Multivariada de Dados** – Porto Alegre: Bookman, 2005.

SOKAL, R.R.; Rohlf, J.F. **Biometry: The principles and practice of statistics in biological research**. 3. ed. New York: W. H. Freeman and Company.

OLIVEIRA, Francisco Estevam Martins de **SPSS Básico para Análise de Dados** – Rio de Janeiro: Editora Ciência Moderna Ltda., 2007.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Econometria** - São Paulo: Addison Wesley, 2004.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna** – São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

NBR 14.653-1 **Avaliação de bens - Parte 1: Procedimentos Gerais** ABNT: Associação Brasileira de Normas Técnicas, 2001.

NBR 14.653-2 **Avaliação de bens - Parte 2: Imóveis Urbanos** ABNT: Associação Brasileira de Normas Técnicas, 2004.

“Crise americana afetará o Brasil mais do que o resto do mundo” – economista assegura – escrito por Alana Gandra, 17/01/2008 , entrevista na Agência Brasil com o economista Reinaldo Gonçalves, da Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ). Site Socialismo e Liberdade-Fundação Lauro Campos, acessado em 25/01/2009.

“Crise afetará mercado imobiliário no Brasil” site do PNBE - – Pensamento Nacional das Bases Empresariais , por Executivos Financeiros ,09/10/2008, , acessado em 26/01/2009.

“Crise imobiliária afeta brasileiros nos EUA” Site Brazilian Page, 24/04/2007, acessado em 26/01/2009

“Vendas mais lentas afetam metas de lançamentos de imóveis” site AE Investimentos, Agência Estado, Chiara Quintão, 06/11/2008, acessado em 25/01/2009.

“Momento atual exige atenção redobrada ao investir em imóveis” site AE Investimentos, Agência Estado, Yolanda Fordelone, 24/12/2008, acessado em 25/01/2009.

“Crise já atinge o setor imobiliário no Brasil” Site Portal Exame – Guia do Investidor, 30/09/2008, acessado em 25/01/2009.

“Crise Internacional atrapalha venda de imóveis no Brasil” - Site www.Administradores.com.br - O portal da Administração, 13/10/2008, acessado em 25/01/2009.

7. ANEXOS

Considerado nos Cálculos	Dado	Endereço	Bairro	Município	Capão Raso	Costeira	Portão	Uberaba	Novo Mundo	Data de Lançamento	Data	dez_07	jan_08	fev_08	mar_08	abr_08	ma_08	jun_08	jul_08	ago_08	set_08	out_08	nov_08	Tempo Decorrido (meses)	Vendas Acumuladas	Estoque	Nº Blocos	Qtipo	Elevador	Play Ground	Piscinas	Saunas	Salão de Festas	Salão de Jogos	Vaga Descuberta	Vaga Coberta	Área Privativa	Área Terraço	Salas	Dormitórios	BWC (inclusive de suítes)	Suíte	RENDA	IVV (%/mês)	LnVV
Não	1	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	11	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	2	1	1	6	2	0	2	0	0	1	0	0	0	50	0	1	2	1	0	2071,34	25,00	3,22	
Sim	2	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	4	34	6	38	0	2	0	0	1	0	0	1	50	0	1	2	1	0	2071,34	10,53	2,35	
Sim	3	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	6	32	6	38	0	0	0	1	0	0	1	50	0	1	2	1	0	2071,34	7,89	2,07		
Sim	4	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	7	6	8	0	2	0	0	1	0	1	0	50	0	1	2	1	0	2071,34	12,50	2,53		
Sim	5	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	2	6	6	8	0	0	0	1	0	1	0	50	0	1	2	1	0	2071,34	12,50	2,53		
Sim	6	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	3	20	6	23	0	2	0	1	0	0	1	58,66	0	1	3	1	0	2071,34	13,04	2,57		
Sim	7	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	4	19	6	23	0	0	0	1	0	0	1	58,66	0	1	3	1	0	2071,34	8,70	2,16		
Não	8	Rua Dante Luiz Junior	Capão Raso	Curitiba	1	0	0	0	9	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	1	0	6	1	0	2	0	1	0	0	50	34,61	1	2	1	0	2071,34	50,00	3,91			
Não	9	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	4	64	59	68	0	2	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	5,88	1,77			
Não	10	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	2	16	52	59	68	0	2	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	11,76	2,47			
Sim	11	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	3	40	28	59	68	0	2	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	19,61	2,98			
Sim	12	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	4	59	9	59	68	0	2	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	21,69	3,08			
Sim	13	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5	66	2	59	68	0	2	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	19,41	2,97			
Não	14	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	4	4	59	9	0	2	0	0	1	0	1	0	45,14	0	1	2	1	0	1074,84	50,00	3,91			
Sim	15	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2	5	3	59	9	0	2	0	1	0	1	0	45,14	0	1	2	1	0	1074,84	31,25	3,44				
Sim	16	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	2	5	3	59	9	0	2	0	1	0	1	0	45,14	0	1	2	1	0	1074,84	20,83	3,04				
Sim	17	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	4	6	2	59	9	0	2	0	1	0	1	0	45,14	0	1	2	1	0	1074,84	18,75	2,93				
Sim	18	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	5	6	2	59	9	0	2	0	1	0	1	0	45,14	0	1	2	1	0	1074,84	15,00	2,71				
Não	19	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	8	9	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	8	152	59	160	0	2	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	5,00	1,61				
Sim	20	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	8	10	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	20	140	59	160	0	2	0	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	6,25	1,83			
Sim	21	Rua Alberto Lesniewski	Costeira	Araucária	0	1	0	0	8	11	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	2	31	129	59	160	0	2	0	0	1	0	1	0	42,81	0	1	2	1	0	1074,84	6,46	1,87			
Sim	22	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	1	0	0	0	0	2	2	4	5	8	9	1	1	2	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	18,75	2,93		
Sim	23	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	4	4	4	8	9	1	1	2	1	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	16,67	2,81	
Sim	24	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	5	5	3	8	9	1	1	2	1	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	15,63	2,75	
Sim	25	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	6	5	3	8	9	1	1	2	1	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	12,50	2,53	
Sim	26	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	6	5	3	8	9	1	1	2	1	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	10,42	2,34	
Sim	27	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	7	5	3	8	9	1	1	2	1	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	8,93	2,19	
Sim	28	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	1	8	5	3	8	9	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	38,317	0	1	1	1	0	3397,00	7,81	2,06	
Não	29	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	2	51	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	3,77	1,33	
Sim	30	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	1	0	0	0	0	2	13	40	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	12,26	2,51	
Sim	31	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	1	0	0	0	3	21	32	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	13,21	2,58	
Sim	32	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	1	0	0	0	4	27	26	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	12,74	2,54	
Sim	33	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	1	0	0	5	31	22	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	11,70	2,46	
Sim	34	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	1	0	6	35	18	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	11,01	2,40	
Sim	35	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	1	0	7	37	16	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	9,97	2,30	
Sim	36	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	1	8	40	13	8	53	1	1	2	1	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	1	0	3397,00	9,43	2,24	
Sim	37	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	7	17	8	24	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	2	1	3397,00	29,17	3,37	
Não	38	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	1	0	0	0	0	2	17	7	8	24	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	2	1	3397,00	35,42	3,57	
Não	39	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	1	0	0	0	3	19	5	8	24	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	2	1	3397,00	26,39	3,27	
Sim	40	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	1	0	0	4	19	5	8	24	1	1	2	1	1	1	1	1	1	0	49,321	0	1	2	2	1	3397,00	19,79	2	

Considerado nos Cálculos	Dado	Endereço	Bairro	Município	Capão Raso	Costeira	Portão	Uberaba	Novo Mundo	Data de Lançamento	Data	dez_07	jan_08	fev_08	mar_08	abr_08	ma_08	jun_08	jul_08	ago_08	set_08	out_08	nov_08	Tempo Decorrido (meses)	Vendas Acumuladas	Estoque	Nº Blocos	Qtipo	Elevador	Play Ground	Piscinas	Saunas	Salão de Festas	Salão de Jogos	Vaga Descoberta	Vaga Coberta	Área Privatva	Área Terraço	Salas	Domitórios	BWC (inclusive de suítes)	Suíte	RENDA	IVV (%/mês)	LnVV
sim	60	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	8	14	46	8	60	1	1	2	1	1	1	1	0	52.586	0	1	2	2	1	3397,00	2,92	1,07
sim	61	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	3	21	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	12,50	2,53
sim	62	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	6	18	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	12,50	2,53
sim	63	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	7	17	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	9,72	2,27
sim	64	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	8	16	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	8,33	2,12
sim	65	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	8	16	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	6,67	1,90
sim	66	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	8	16	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	5,56	1,71
sim	67	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	8	16	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	4,76	1,56
sim	68	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	9	15	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	1	0	3397,00	4,69	1,54
Não	69	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	41	8	24	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	2,38	0,87
Não	70	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	39	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	3,57	1,27
Não	71	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	4	38	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	3,17	1,16
Não	72	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	4	38	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	2,38	0,87
Não	73	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	5	37	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	2,38	0,87
sim	74	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	9	33	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	3,57	1,27
sim	75	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	12	30	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	4,08	1,41
sim	76	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	12	30	8	42	1	1	2	1	1	1	1	0	52.687	0	1	2	2	1	3397,00	3,57	1,27
sim	77	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	16,67	2,81
sim	78	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	11,11	2,41
sim	79	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	8,33	2,12
sim	80	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	6,67	1,90
sim	81	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	5,56	1,71
sim	82	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	4,76	1,56
sim	83	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	0	52.945	0	1	2	2	1	3397,00	4,17	1,43
Não	84	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	29	8	30	1	1	2	1	1	1	1	0	53.212	0	1	2	2	1	3397,00	1,11	0,11
Não	85	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	2	28	8	30	1	1	2	1	1	1	1	0	53.212	0	1	2	2	1	3397,00	1,67	0,51
Não	86	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	2	28	8	30	1	1	2	1	1	1	1	0	53.212	0	1	2	2	1	3397,00	1,33	0,29
Não	87	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	3	27	8	30	1	1	2	1	1	1	1	0	53.212	0	1	2	2	1	3397,00	1,67	0,51
Não	88	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	3	27	8	30	1	1	2	1	1	1	1	0	53.212	0	1	2	2	1	3397,00	1,43	0,36
Não	89	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	4	26	8	30	1	1	2	1	1	1	1	0	53.212	0	1	2	2	1	3397,00	1,67	0,51
sim	90	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	9	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	10,00	2,30
sim	91	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	3	7	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	15,00	2,71
sim	92	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	3	7	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	10,00	2,30
sim	93	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	3	7	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	7,50	2,01
sim	94	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	4	6	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	8,00	2,08
sim	95	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	4	6	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	6,67	1,90
sim	96	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	4	6	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	5,71	1,71
sim	97	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	4	6	8	10	1	1	2	1	1	1	1	0	54.586	0	1	2	2	1	3397,00	5,00	1,64
sim	98	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10																																		

Considerado nos Cálculos	Dado	Endereço	Bairro	Município	Capão Raso	Costeira	Uberaba	Novo Mundo	Data de Lançamento	Data	dez_07	jan_08	fev_08	mar_08	abr_08	ma_08	jun_08	jul_08	ago_08	set_08	out_08	nov_08	Tempo Decorrido (meses)	Vendas Acumuladas	Estoque	Nº Blocos	Qtipo	Elevador	Play Ground	Piscinas	Saunas	Salão de Festas	Salão de Jogos	Vaga Descoberta	Vaga Coberta	Área Privatva	Área Terraço	Salas	Domitórios	BWC (inclusive de suites)	Suite	RENDA	IVV (%/mês)	LnVV	
sim	118	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	17	30	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	18,09	2,90	
sim	119	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	21	26	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	14,89	2,70	
sim	120	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	23	24	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	12,23	2,50	
sim	121	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	23	24	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	9,79	2,28	
sim	122	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	25	22	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	8,87	2,18	
sim	123	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	27	20	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	8,21	2,10	
sim	124	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	29	18	8	47	1	1	2	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	7,71	2,04	
Não	125	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	8	1	1	1	2	1	1	1	0	2	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	100,00	4,61	
Não	126	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	5	79	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	5,95	1,78
sim	127	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	12	72	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	7,14	1,97
sim	128	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	16	68	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	6,35	1,85
sim	129	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	19	65	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	5,65	1,73
sim	130	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	23	61	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	5,48	1,70
sim	131	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	26	58	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	5,16	1,64
sim	132	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	26	58	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	4,42	1,49
sim	133	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	26	58	8	84	1	1	2	1	1	1	1	0	1	62.489	0	1	3	2	1	3397,00	3,87	1,35
sim	134	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	1	3	8	4	1	1	2	1	1	1	1	0	1	61.574	40,78	2	2	1	0	3397,00	6,25	1,83
sim	135	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	1	3	8	4	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	61.574	40,78	2	2	1	0	3397,00	5,00	1,61
sim	136	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	1	3	8	4	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	61.574	40,78	2	2	1	0	3397,00	4,17	1,43
sim	137	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	2	2	8	4	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	61.574	40,78	2	2	1	0	3397,00	7,14	1,97
sim	138	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	2	2	8	4	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	61.574	40,78	2	2	1	0	3397,00	6,25	1,83
sim	139	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	0	1	64.941	40,78	2	2	2	1	3397,00	10,00	2,30	
sim	140	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	0	1	64.941	40,78	2	2	2	1	3397,00	8,33	2,12	
sim	141	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	0	1	64.941	40,78	2	2	2	1	3397,00	7,14	1,97	
sim	142	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	0	1	64.941	40,78	2	2	2	1	3397,00	6,25	1,83	
sim	143	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	25,00	3,22
sim	144	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	16,67	2,81
sim	145	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	12,50	2,53
sim	146	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	10,00	2,30
sim	147	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	8,33	2,12
sim	148	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	7,14	1,97
sim	149	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	6,25	1,83
sim	150	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	2	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	16,67	2,81
sim	151	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	1	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	12,50	2,53
sim	152	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	2	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	10,00	2,30
sim	153	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	6	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	2	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	8,33	2,12
sim	154	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	2	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	7,14	1,97
sim	155	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8	1	1	8	2	1	1	2	1	1	1	1	2	0	1	78.591	45,474	2	3	2	1	3397,00	6,25	1,83
sim	156	Rua João Bettega, 644.																																											

Considerado nos Cálculos	Dado	Endereço	Bairro	Município	Capão Raso	Costeira	Portão	Uberaba	Novo Mundo	Data de Lançamento	Data	dez_07	jan_08	fev_08	mar_08	abr_08	ma_08	jun_08	jul_08	ago_08	set_08	out_08	nov_08	Tempo Decorrido (meses)	Vendas Acumuladas	Estoque	Nº Blocos	Qtipo	Elevador	Play Ground	Piscinas	Saunas	Salão de Festas	Salão de Jogos	Vaga Descoberta	Vaga Coberta	Área Privatva	Área Terraço	Salas	Dormitórios	BWC (inclusive de suítes)	Suíte	RENDA	IVV (%/mês)	LnVW
sim	171	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	8	2	5	8	7	1	1	2	1	1	1	1	1	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	3,57	1,27
Não	172	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	33,33	3,51
sim	173	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	16,67	2,81
sim	174	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	3	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	11,11	2,41
sim	175	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	4	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	8,33	2,12
sim	176	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	5	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	6,67	1,90
sim	177	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	10	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	6	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	5,56	1,71
sim	178	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	7	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	4,76	1,56
sim	179	Rua João Bettega, 644.	Portão	Curitiba	0	0	1	0	0	4	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	8	1	2	8	3	1	1	2	1	1	1	1	2	0	79.164	45.814	2	3	2	1	3397,00	4,17	1,43
sim	180	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	6	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	4	1	1	2	0	1	0	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	12,50	2,53	
sim	181	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5	1	1	1	2	0	1	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	10,00	2,30	
sim	182	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	6	1	1	1	2	0	1	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	8,33	2,12	
sim	183	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	7	1	1	1	2	0	1	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	7,14	1,97	
sim	184	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	8	1	1	1	2	0	1	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	6,25	1,83	
sim	185	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	9	1	1	1	2	0	1	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	5,56	1,71	
sim	186	Av. Senador Salgado Filho, 5844	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	10	1	1	1	2	0	1	0	0	0	0	1	0	52,92	0	1	2	1	0	2071,34	5,00	1,61	
sim	187	Av. Senador Salgado Filho, 5846	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	9	1	3	1	4	0	1	0	0	0	0	1	0	63,46	0	1	2	1	0	2071,34	2,78	1,02	
sim	188	Av. Senador Salgado Filho, 5846	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	10	2	2	1	4	0	1	0	0	0	0	1	0	63,46	0	1	2	1	0	2071,34	5,00	1,61	
Não	189	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	6	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	4	1	5	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	4,17	1,43	
Não	190	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5	1	5	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	3,33	1,20	
sim	191	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	8	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	6	2	4	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	5,56	1,71	
sim	192	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	9	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	7	2	4	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	4,76	1,56	
sim	193	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	8	2	4	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	4,17	1,43	
sim	194	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	9	2	4	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	3,70	1,31	
sim	195	Av. Senador Salgado Filho, 5850	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	10	2	4	1	6	0	1	0	0	0	0	1	0	64,74	0	1	3	1	0	2071,34	3,33	1,20	
sim	196	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	3	9	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	25,00	3,22	
sim	197	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	4	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2	4	8	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	16,67	2,81	
sim	198	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	5	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	3	4	8	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	11,11	2,41	
sim	199	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	6	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	4	7	5	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	14,58	2,68	
sim	200	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	7	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	5	8	4	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	13,33	2,59	
sim	201	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	8	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	6	8	4	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	11,11	2,41	
sim	202	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	7	9	3	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	10,71	2,37	
sim	203	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	8	9	3	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	9,38	2,24	
sim	204	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	9	9	3	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	8,33	2,12	
sim	205	Av. Senador Salgado Filho, 5856	Uberaba	Curitiba	0	0	0	1	0	2	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	10	10	2	1	12	0	1	0	0	0	0	1	0	69,26	0	1	3	1	0	2071,34	8,33	2,12	
Não	206	Rua Affife Mansur, 1122.	Novo Mundo	Curitiba	0	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	10	8	3	18	0	0	0	0	0	1	0	1	0	46,55	0	1	2	1	0	2443,58	55,56	4,02
sim	207	Rua Affife Mansur, 1122.	Novo Mundo	Curitiba	0	0	0	0	1	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	10	8	3	18	0	0	0	0	0	1	0	1	0	46,55	0	1	2	1	0	2443,58	27,78	3,32
sim	208	Rua Affife Mansur, 1122.	Novo Mundo	Curitiba	0	0	0	0	1	0	3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	3	15	3	3	18	0	0	0	0	0	1	0	1	0	46,55	0	1	2	1	0	2443,58	27,78	3,32
sim	209	Rua Affife Mansur, 1122.	Novo Mundo	Curitiba	0	0	0	0	1	0	4	0	0																																